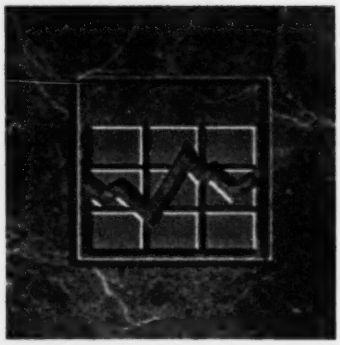
N° 75F0002M au catalogue — N° 003
ISSN 1707-2867
ISBN 978-1-100-94645-0

Document de recherche

Série de documents de recherche - Revenu

La mesure du faible revenu au Canada : Que nous apprennent les divers seuils et indices?



par Xuelin Zhang

Division de la statistique du revenu
Immeuble Jean-Talon, 170 promenade Tunney's Pasture
Ottawa, Ontario K1A 0T6

Téléphone: 1-613-951-7355

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à infostats@statcan.gc.ca ou par téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

Centre de contact national de Statistique Canada

Numéros sans frais (Canada et États-Unis) :

Service de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
Télécopieur	1-877-287-4369

Appels locaux ou internationaux :

Service de renseignements	1-613-951-8116
Télécopieur	1-613-951-0581

Programme des services de dépôt

Service de renseignements	1-800-635-7943
Télécopieur	1-800-565-7757

Comment accéder à ce produit

Le produit n° 75F0002M au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffi t de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de choisir la rubrique « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Statistique Canada
Division de la statistique du revenu

Série de documents de recherche - Revenu

La mesure du faible revenu au Canada : Que nous apprennent les divers seuils et indices?

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2010

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Mai 2010

N° 75F0002M au catalogue, n° 003

ISSN 1707-2867

ISBN 978-1-100-94645-0

Périodicité : hors série

Ottawa

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Résumé

Bien que le Canada n'ait jamais établi de seuil de pauvreté officiel, un certain nombre de seuils de faible revenu sont employés couramment pour appuyer les débats publics et les initiatives de programme. Ces seuils sont conçus en vue de définir les personnes à faible revenu sous divers angles. Conjugués à plusieurs indices agrégés, ils peuvent être utilisés pour brosser un tableau raisonnable du faible revenu au Canada. Toutefois, en pratique, les chercheurs s'appuient souvent sur un seul seuil et un seul indice. Observerions-nous les mêmes tendances en utilisant des seuils et indices multiples? Quelles seraient les meilleures méthodes quand divers indices se contredisent l'un l'autre?

Dans la présente étude, nous évaluons les trois seuils existants, à savoir le seuil de faible revenu (SFR), la mesure de faible revenu (MFR) et la mesure du panier de consommation (MPC), ainsi qu'une MFR fixe, en utilisant plusieurs indices sensibles à la distribution du revenu. Nous constatons que les divers seuils de faible revenu produisent des résultats qui concordent bien dans le long terme. Toutefois, dans le court terme, ils ont souvent des comportements différents. Nous faisons la même constatation en examinant divers indices sous un même seuil. Dans le long terme, le taux de prévalence du faible revenu, l'écart de faible revenu et l'indice de gravité du faible revenu évoluent tous dans le même sens. Par contre, dans le cou[illegible]terme, ils varient parfois en sens opposé, ou dans le même sens, mais avec une amplitude différente, ce qui donne à penser que l'utilisation d'un seul seuil ou indice pourrait mener à des conclusions erronées dans certaines circonstances.

En examinant divers seuils de faible revenu appliqués à plusieurs groupes de personnes défavorisées, nous constatons que la MFR fixe n'englobe pas autant de personnes que la MPC et qu'elle n'a pas la même capacité que la MPC de détecter les personnes provenant de familles ayant à leur tête de nouveaux immigrants, même si, dans leur ensemble, les groupes désavantagés contribuent plus à la prévalence du faible revenu sous la MFR fixe que sous la MPC. Ces résultats laissent entendre que l'élaboration des futurs seuils fondés sur la MFR devra tenir compte des variations régionales du coût de la vie et qu'il est nécessaire de changer périodiquement l'année de base de la MFR fixe.

Remerciement

Je tiens à remercier Indranil Dutta, Kuan Xu, Willa Rea, Brian Murphy, Karen Mihorean et les participants à la Conférence de l'Association canadienne d'économique de leurs commentaires et suggestions.

Table des matières

Sommaire 6

1 Introduction 9

2 Comparaison du SFR, des MFR et de la MPC 10

3 Indices de faible revenu sous divers seuils 13
3.1 Prévalence du faible revenu sous divers seuils de faible revenu 13
3.2 Autres indices agrégés sous divers seuils de faible revenu 17
3.3 Différents indices sous le même seuil 22

4 Qui tombe entre les seuils? 24

5 Qui contribue le plus au taux global de faible revenu? Une analyse par décomposition 27

6 Sommaire et conclusion 31

Annexe méthodologique 33
A. Méthodologie du SFR 33
B. MFR variable 35
C. Méthodologie de la MPC 36

Bibliographie 47

Sommaire

Bien qu'aucun seuil de pauvreté officiel n'ait jamais été établi au Canada, plusieurs seuils de faible revenu dont les valeurs sont publiées régulièrement, à savoir le seuil de faible revenu (SFR) et la mesure de faible revenu (MFR) de Statistique Canada et la mesure du panier de consommation (MPC) de Ressources humaines et Développement des compétences Canada, y sont utilisés pour appuyer les débats publics et l'élaboration des politiques. Ces seuils ont été conçus en vue d'identifier des personnes à faible revenu sous divers angles. Néanmoins, en pratique, les chercheurs ont tendance à ne s'appuyer que sur un seul seuil, ce qui soulève certaines questions fondamentales : que se passe-t-il si nous appliquons divers seuils à la même population? Observerons-nous une tendance différente du faible revenu? Qui se trouve en situation de faible revenu sous un seuil, mais non sous les autres? Qu'arrive-t-il aux groupes de personnes défavorisées si un seuil différent est employé?

Par ailleurs, même si des chercheurs de premier plan s'intéressant à la pauvreté ont proposé de nombreux indices agrégés au moyen desquels nous pouvons répondre à des questions telles que combien de personnes ont un faible revenu, quel est leur déficit de revenu et quelle est la répartition des déficits de revenu, en pratique, les débats sur la pauvreté sont souvent axés sur un seul indice, à savoir le taux de prévalence de la pauvreté (*headcount*), et ont tendance à s'appuyer sur des comparaisons des indices agrégés, au cours du temps ou entre individus, sans qu'il soit précisé si une variation de, disons, un demi-point du taux de faible revenu est statistiquement significative. Ces pratiques pourraient-elles induire en erreur?

Afin de répondre à ces questions en nous appuyant sur une gamme générale de seuils de faible revenu, nous avons inclus une MFR fixe ou « ancrée ». Il s'agit d'une modification de la MFR existante que nous appellerons dans la suite MFR variable « flottante ». Pour classer les personnes dans la catégorie de faible revenu, la MPC s'appuie sur le coût d'un panier prédéterminé de biens et de services, le SFR repose sur des habitudes de dépenses fixes, tandis que la MFR variable repose sur la médiane de la distribution contemporaine du revenu et la MFR fixe, sur la médiane de la distribution du revenu durant année prédéterminée. Conceptuellement, la MFR fixe et la MFR variable se complètent l'une l'autre, la MFR variable étant un seuil de faible revenu « relatif » et la MFR fixe, la version « réelle » de la MFR variable.

Nous avons commencé par évaluer la sensibilité de ces seuils de faible revenu en examinant un certain nombre d'indices sensibles à la distribution du revenu tirés de la famille d'indices de Foster-Greer-Thorbecke (FGT). Nous avons également comparé le mouvement de divers indices sous le même seuil de faible revenu et examiné comment divers seuils de revenu interagissaient. Nous nous sommes penchés tout spécialement sur la décomposition de la prévalence agrégée du faible revenu afin de déterminer les contributions de plusieurs groupes de personnes défavorisées qui sont souvent considérés comme des groupes à haut risque d'exclusion sociale.

Nous avons constaté que, dans le long terme, les fluctuations du faible revenu sous divers seuils étaient similaires et sensibles aux indicateurs du cycle économique, tels que le taux de chômage. En particulier, la MFR fixe suivait de près le SFR et la MPC, suggérant qu'elle peut être utilisée comme mesure crédible pour surveiller la tendance du faible revenu au Canada. Toutefois, dans le court terme, la MFR variable se comportait différemment. Par exemple, sous cette mesure, le taux de prévalence du faible revenu ne variait pas durant certaines périodes, tandis que, sous les autres seuils, il variait de manière significative. Cela ne signifie pas que la MFR variable induit en erreur. Au contraire, elle fournit des renseignements utiles qui ne sont pas disponibles lorsque l'on utilise d'autres seuils de faible revenu. En particulier, le taux de faible revenu constant observé sous la MFR variable durant certaines périodes au Canada laisse entendre que certaines personnes se situant dans la queue inférieure de la distribution du revenu ne bénéficiaient pas à part égale des avantages de la croissance économique.

Nous avons également examiné divers indices de faible revenu en utilisant un seuil de faible revenu à la fois. Nos résultats indiquent que, dans le long terme, les divers indices évoluaient dans le même sens et que, même dans le court terme, ils variaient dans le même sens la plupart du temps. Cependant, ils variaient parfois en sens opposé ou dans le même sens, mais avec une amplitude différente. Donc, s'il n'est pas néfaste de se concentrer sur un seul indice, tel que le taux de prévalence, pour appuyer le débat public, il est nécessaire d'examiner parallèlement divers indices en vue d'élaborer les politiques publiques et, comme divers indices peuvent être produits à peu de frais, la meilleure pratique consisterait à utiliser des indices multiples.

En examinant la capacité des divers indices à déceler les personnes ayant un faible revenu, nous avons constaté que les personnes classées dans la catégorie de faible revenu en fonction de la MPC avaient des chances de pas être classées dans cette catégorie selon les autres seuils de faible revenu; cependant, les personnes dont le revenu se situait au-dessus de la MPC avaient peu de chances d'être comptées parmi les personnes à faible revenu en fonction des autres seuils. En revanche, les personnes se situant au-dessus de la MFR fixe avaient des chances non négligeables d'être classées dans la catégorie de faible revenu par les autres seuils. Donc, il semble que la MPC décèle un plus grand nombre de personnes à faible revenu que la MFR fixe, ce qui donne à penser que l'année de base d'une MFR fixe doit être modifiée périodiquement afin que la mesure demeure pertinente.

Les résultats de notre décomposition semblent indiquer que, dans l'ensemble, la contribution des groupes de personnes défavorisées à la prévalence du faible revenu était plus importante sous la MFR fixe que sous la MPC, et que la MFR fixe a une meilleure capacité que les autres seuils de détecter les personnes exposées à des risques multiples d'exclusion sociale. Cependant, les MFR fixe et variable étaient toutes deux relativement faibles en ce qui concerne la détection des personnes provenant de familles ayant à leur tête des nouveaux immigrants, plus que probablement parce que les nouveaux immigrants choisissent en très grande majorité d'élire domicile dans les grandes villes où le coût de la vie est élevé, si bien que, dans l'avenir, l'élaboration des

seuils de revenu pour la MFR devraient tenir compte des différences régionales de coût de la vie.

Enfin, bien qu'il soit nécessaire de comparer les statistiques sur le faible revenu obtenues en se servant de divers seuils et divers indices afin de dresser un tableau plus complet du bien-être économique de la population canadienne, les exercices décrits dans la présente étude donnent à penser que la simple comparaison des indices de faible revenu au cours du temps ou entre régions, sans procéder à des tests statistiques rigoureux, pourrait ne pas être la meilleure pratique pour étudier le faible revenu.

1 Introduction

Plusieurs seuils de faible revenu sont publiés régulièrement au Canada[1]. Ils comprennent le seuil de faible revenu (SFR) sous lequel on peut considérer que les personnes vivent dans des conditions précaires, la mesure de faible revenu (MFR) qui représente la moitié du revenu familial rajusté médian contemporain, et plus récemment, la mesure du panier de consommation (MPC), qui reflète le coût d'un panier de biens et services jugés essentiels pour maintenir la santé physique et participer raisonnablement aux activités communautaires[2].

La coexistence de plusieurs seuils de faible revenu permet d'étudier le bien-être des Canadiens sous divers angles, mais les chercheurs et les analystes choisissent souvent de se concentrer sur un seul d'entre-eux. Cette pratique consistant à adopter un seuil de faible revenu de référence soulève certaines questions essentielles. Observons-nous la même tendance quand un seuil différent est employé, dans le court ainsi que dans le long terme? Quelles personnes sont considérées comme ayant un faible revenu en vertu d'un seuil mais non selon les autres? Obtenons-nous les mêmes renseignements concernant les groupes défavorisés sous divers seuils?

Par ailleurs, même si les chercheurs de premier plan qui s'intéressent à la pauvreté ont proposé de nombreux indices agrégés au moyen desquels il est possible de répondre à des questions telles que celles de savoir combien de personnes ont un faible revenu, quel est leur déficit de revenu et comment les déficits de revenu sont répartis, en pratique, les débats au sujet de la pauvreté sont souvent axés sur un seul indice, à savoir le taux de prévalence du faible revenu (*headcount*), et ont tendance à comparer des indices agrégés, au cours du temps ou entre individus, sans vérifier si une variation de, disons, un demi-point du taux de faible revenu est statistiquement significative. Ces pratiques pourraient-elles induire en erreur?

La présente étude a pour objectif de tâcher de résoudre ces questions. En particulier, nous évaluerons les effets du choix de divers seuils, conjugués à plusieurs indices agrégés sensibles à la distribution du revenu, sur la prévalence du faible revenu pour le pays dans son ensemble et pour les groupes défavorisés. En plus de la MFR existante, que nous appellerons dans la suite MFR variable, ou flottante, nous introduisons la MFR fixe, ou ancrée, afin d'élargir le champ des comparaisons. Cela nous permettra aussi d'aligner notre méthode de mesure du faible revenu avec celle adoptée par plusieurs pays européens où des mesures du type MFR variable ainsi que fixe sont employées.

---

1. Les autres incluent les recommandations concernant le faible revenu du Conseil canadien de développement social (CCDS), l'indice des besoins essentiels du professeur Chris Sarlo au Fraser Institute et le seuil de pauvreté du Comité sénatorial. Au niveau régional, mentionnons les recommandations budgétaires du Dispensaire diététique de Montréal, les recommandations budgétaires du Conseil de planification sociale du Grand Toronto, les lignes directrices sur le coût de la vie élaborées par le Social Planning and Research Council de la Colombie-Britannique, ainsi que le niveau de vie acceptable établi par le Social Planning Council de Winnipeg.
2. Voir l'annexe 1 pour une brève revue méthodologique du SFR, de la MFR et de la MPC.

La présentation de l'article est la suivante. À la section 2, nous présentons la MFR fixe et résumons les principales caractéristiques des divers seuils. À la section 3, nous décrivons les variations de plusieurs indices agrégés, y compris la prévalence du faible revenu, l'écart de faible revenu et la gravité du faible revenu pour la période de 1976 à 2007. À la section 4, nous examinons les interactions entre les divers seuils de revenu. Cet examen est suivi, à la section 5, par une analyse de décomposition afin de déterminer comment divers groupes de personnes contribuent au faible revenu au Canada. Enfin, à la section 6, nous donnons un résumé et nos conclusions.

2 Comparaison du SFR, des MFR et de la MPC

Les travaux de recherche menés à Statistique Canada ont abouti à l'établissement du SFR au cours des années 1960 et de la MFR variable au début des années 1990. La MPC a été élaborée à la fin des années 1990 par Ressources humaines et Développement des compétences Canada en collaboration avec le groupe de travail fédéral-provincial-territorial sur la recherche et l'information dans le domaine du développement social. Les méthodes qui sous-tendent ces seuils de revenu sont bien connues et décrites brièvement en annexe.

La MFR fixe n'a pas été mise en œuvre au Canada. Elle a été recommandée dans un rapport très lu sur les indicateurs sociaux pour l'Union européenne (Atkinson et coll. 2002). La MFR fixe peut être construite facilement et son utilisation pratique dans plusieurs pays européens laisse entendre qu'il s'agit d'une mesure utile du faible revenu et de la pauvreté (Corak, 2005). La méthodologie sur laquelle s'appuie la MFR fixe est semblable à celle de la MFR variable. Toutefois, elle présente plusieurs caractéristiques uniques : 1) pour l'année de base choisie, les seuils de la MFR fixe sont identiques à ceux de la MFR variable; 2) en dehors de l'année de base, les seuils de la MFR fixe sont obtenus en mettant à jour les seuils établis pour l'année de base à l'aide de l'Indice des prix à la consommation, et 3) l'année de base est changée périodiquement, disons, tous les cinq ou dix ans.

La MFR fixe peut être un complément utile des seuils existants. Si nous considérons la MFR variable comme étant un seuil de faible revenu purement « relatif » reflétant un niveau de vie contemporain, alors la MFR fixe représente un niveau de vie « ancré ». Quand nous examinons les statistiques sur le faible revenu au moyen de la MFR fixe, nous comparons effectivement le bien-être des individus relativement à la médiane d'une distribution ancrée, ou fixe, du revenu. Cette approche est différente de celle de la MFR variable qui est basée sur une distribution du revenu « flottante ». Elle diffère également de la MPC et du SFR. La première représente les coûts contemporains d'un panier de biens et services fixe, tandis que le second est fondé sur un profil donné de dépenses consacrées à l'alimentation, au logement et à l'habillement d'une famille moyenne.

Dans le tableau 2, nous comparons les caractéristiques des quatre seuils de faible revenu, en grande partie du point de vue opérationnel. Premièrement, les seuils de faible revenu diffèrent en ce qui a trait à la complexité de la méthodologie, laquelle a une incidence

sur la transparence de la mesure et la facilité avec laquelle elle peut être communiquée. À cet égard, la MPC, ainsi que les MFR variable et fixe ont des avantages par rapport au SFR. Dans le cas de la MPC, on spécifie le panier de biens et services qui sont jugés essentiels pour maintenir la santé physique et pour participer raisonnablement aux activités communautaires. Le coût de ce panier est alors calculé pour différentes collectivités. Dans le cas des MFR variable et fixe, on définit une famille à faible revenu comme étant une famille dont le revenu rajusté est inférieur à la moitié du revenu médian de la population. Par contre, dans le cas du SFR, on doit estimer un modèle de dépenses et calculer le revenu nécessaire pour un niveau donné de dépenses consacrées à l'alimentation, au logement et à l'habillement.

Deuxièmement, les divers seuils de faible revenu diffèrent aussi en ce qui concerne la comparabilité à l'échelle internationale. Le SFR et la MPC sont conçus comme des seuils particuliers au Canada et ne sont donc pas comparables avec ceux d'autres pays. En revanche, la MFR variable et la MFR fixe sont comparables à celles utilisées dans d'autres pays développés. Puisque les MFR sont strictement basées sur la distribution du revenu et la composition de la famille, nous pouvons comparer la situation de faible revenu au Canada à celle qui existe dans tout pays dans lequel une enquête sur le revenu est réalisée et pour lequel un seuil de type MFR peut être calculé facilement s'il n'existe pas déjà.

Tableau 1 Seuils de la MFR fixe après impôt fondés sur la distribution du revenu de 1992

	Nombre d'enfants					
Nombre d'adultes	**0**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
	dollars					
1992						
1 adulte	10 239	14 335	17 406	20 478	23 550	26 621
2 adultes	14 335	17 406	20 478	23 550	26 621	29 693
3 adultes	18 430	21 502	24 574	27 645	30 717	.
4 adultes	22 526	25 598	28 669	.	.	.
5 adultes	26 621	29 693	.	.	.	.
6 adultes	30 717	.	.	.	.	.
2007						
1 adulte	13 591	19 028	23 104	27 182	31 260	35 336
2 adultes	19 028	23 104	27 182	31 260	35 336	39 414
3 adultes	24 464	28 541	32 619	36 695	40 773	.
4 adultes	29 901	33 978	38 055	.	.	.
5 adultes	35 336	39 414	.	.	.	.
6 adultes	40 773	.	.	.	.	.

. indisponible pour toute période de référence

Troisièmement, les seuils de faible revenu diffèrent en ce qui a trait aux hypothèses et choix sous-jacents. Bien qu'il soit nécessaire de formuler des hypothèses et de faire des choix pour créer n'importe quel seuil de faible revenu, il existe des différences selon que

les hypothèses sont implicites ou explicites. Plus précisément, pour la MPC, presque toutes les hypothèses et tous les choix sont explicites, mais pour le SFR, nombre d'hypothèses et de choix sont implicites; par exemple, il est supposé que a) les propensions à consommer (alimentation, logement et habillement) sont les mêmes dans toutes les familles qui se situent au bas de l'échelle de répartition du revenu et dans celles qui se situent au sommet de cette échelle, b) l'âge, l'état de santé, la situation d'activité, etc. des personnes n'ont aucun effet sur les dépenses consacrées par la famille à l'alimentation, au logement et à l'habillement, c) les effets estimés du revenu familial, de la taille de la famille et de la taille de la collectivité sont tous significativement différents de zéro et sont les mêmes dans les diverses régions.

Tableau 2 Certaines caractéristiques des divers seuils de faible revenu

	Seuil de faible revenu	Mesure de faible revenu variable	Mesure de faible revenu fixe	Mesure du panier de consommation
Transparence conceptuelle	Faible	Élevée	Élevée	Élevée
Comparaisons internationales	Non	Oui	Oui	Oui
Choix implicites	Nombreux	Rares	Rares	Rares
Coûts de production	Faibles	Faibles	Faibles	Élevés
Variabilité régionale	Limitée	Non	Non	Élevée
Fréquence du changement d'année de base	Périodique	Annuelle	Périodique	Périodique

Quatrièmement, les coûts de production et de tenue à jour de ces seuils diffèrent considérablement. La MPC est la mesure dont la production est la plus coûteuse, tandis que le SFR, la MFR variable et la MFR fixe peuvent être produits et mis à jour à peu de frais. Pour déterminer les seuils de la MPC, il est nécessaire de recueillir et de traiter de grands nombres de données sur les prix pour différentes collectivités et le coût de la collecte des données, ainsi que du remaniement périodique du panier peut être assez élevé. Par contre, pour produire les seuils du SFR, on se sert des données provenant d'une enquête sur les dépenses des ménages pour ajuster le modèle des dépenses, puis on calcule les seuils en utilisant les estimations, et aucune collecte distincte de données n'est nécessaire[3]. De la même façon, les seuils de revenu de la MFR variable peuvent être déterminés facilement en se basant sur toute enquête sur le revenu ordinaire. Les seuils de revenu de la MFR fixe sont basés sur les seuils de revenu de la MFR variable calculés pour une année choisie et sur l'IPC.

Par exemple, pour établir les seuils de revenu de la MFR fixe pour 2007 en nous basant sur la distribution du revenu de 1992, nous avons besoin des seuils de revenu de la MFR variable de 1992, qui peuvent être obtenus en consultant la publication *Séries de documents de recherche-Revenu* de Statistique Canada (partie supérieure du tableau 1)[4]. Ces seuils sont ensuite rajustés en se servant des IPC de 1992 et de 2007 pour obtenir les

3. Cependant, à partir de 2010, l'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) deviendra mensuelle, ce qui signifie que pour produire un nouvel ensemble de seuils de revenu pour le SFR en utilisant la même méthodologie, une enquête annuelle spéciale sur les dépenses sera nécessaire.
4. Statistique Canada (2004).

seuils de revenu de la MFR fixe basés sur 1992 pour l'année 2007 (partie inférieure du tableau 1).

Cinquièmement, les seuils se distinguent par la mesure dans laquelle ils reflètent les variations régionales du coût de la vie. Conceptuellement, la MPC reflète les différents coûts de la vie régionaux grâce à l'utilisation de seuils de revenus régionaux ou communautaires. Alors que le SFR reflète les différences de coûts de la vie entre les régions rurales et urbaines, ainsi qu'entre les régions urbaines de différentes tailles, il ne tient pas compte des différences interprovinciales de coût de la vie. En revanche, les seuils de revenu des MFR variable et fixe ne reflètent que la différence de coût de la vie entre les familles de différentes tailles. Ils ne tiennent compte d'aucune différence de coût de la vie entre les diverses collectivités.

Enfin, la fréquence du changement d'année de base diffère. Par définition, il existe une règle de mise à jour claire pour la MFR variable, dont l'année de base est changée chaque année. Toutefois, pour les autres seuils de faible revenu, il n'existe aucune règle convenue et, par le passé, la mise à jour a lieu sporadiquement. Le premier ensemble de seuils de revenu pour le SFR était fondé sur les dépenses de 1959. L'année de base a été modifiée subséquemment en se servant de données recueillies pour 1969, 1978 et 1986. À l'heure actuelle, les seuils de revenu du SFR sont fondés sur les données de 1992. Pour la MPC, les seuils de revenu sont fondés sur un panier de 1997 et font l'objet d'une révision à l'heure actuelle en se servant d'un nouveau panier.

Dans la présente étude, nous examinons le comportement de la MFR fixe pour l'année de base 1992 ainsi que du SFR, de la MFR variable et de la MPC. Nous avons choisi 1992 pour ancrer les seuils de revenu de la MFR afin d'utiliser la même année de base que pour les seuils de revenu courants du SFR[5].

3 Indices de faible revenu sous divers seuils

Un seuil de faible revenu ne nous indique pas, en soi, combien de personnes ont un faible revenu, quelle est l'importance de leur déficit de revenu et comment ces déficits de revenu sont répartis. Pour répondre à ces questions, nous examinons un certain nombre d'indices agrégés du faible revenu.

3.1 Prévalence du faible revenu sous divers seuils de faible revenu

L'indice de faible revenu utilisé le plus fréquemment est le dénombrement des personnes ayant un faible revenu ou « headcount », également appelé taux de faible revenu ou prévalence du faible revenu. L'indice nous indique simplement quelle est la proportion de personnes dont le revenu est inférieur à un seuil donné. Bien qu'une comparaison des taux de prévalence sous divers seuils de faible revenu est difficile parce

5. Nous avons également testé les MFR fixes pour les années de base 1982 et 2002 et constaté que le choix de l'année de base n'affecte pas la tendance du faible revenu. Les résultats basés sur les seuils de revenu de la MFR fixe pour 1982 et 2002 peuvent être obtenus sur demande auprès des auteurs.

que des hypothèses différentes et des choix arbitraires sous-tendent ces seuils, le suivi de leurs fluctuations au cours du temps est intéressant.

Le taux de faible revenu est un cas particulier de l'indice FGT (Foster, Greer et Thorbeck, 1984). Il peut s'écrire sous la forme

$$P_\alpha(y;z) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{q} g_i^\alpha \qquad (1)$$

où y est un vecteur de revenus, z est le seuil de faible revenu, N est le nombre total de personnes, q est le nombre de personnes dont le revenu est inférieur au seuil de faible revenu, et $g_i = (z - y_i)/z$ est une mesure du déficit de revenu de la personne i. Le taux de faible revenu s'obtient en posant que $\alpha = 0$,

$$P_0(y;z) = \frac{q}{N}.$$

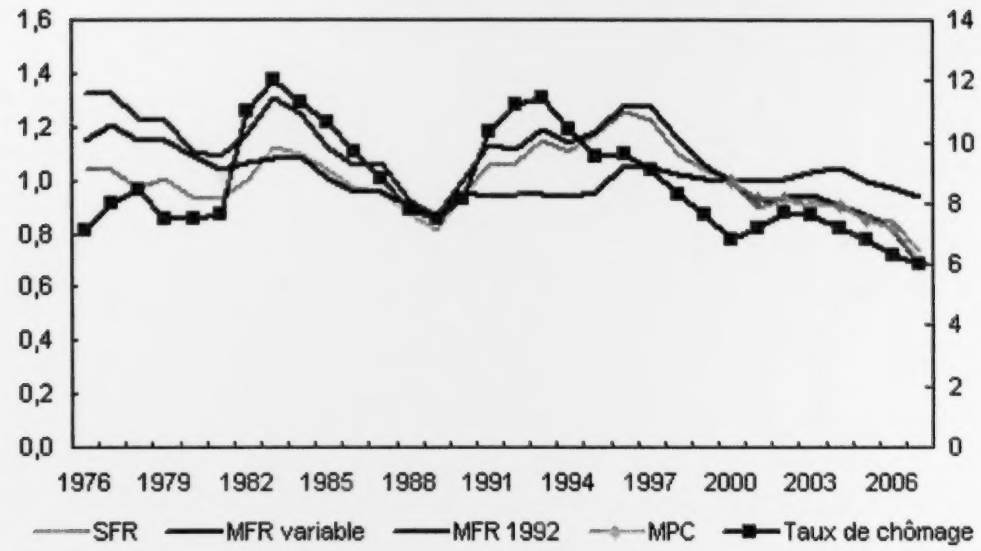
La figure 1 donne les taux de faible revenu sous divers seuils de faible revenu pour la période de 1976 à 2007. Nous avons employé les seuils de revenu après impôt et le revenu familial après impôt pour calculer les taux de faible revenu sous le SFR, les MFR variable et fixe, tandis que nous avons utilisé le revenu familial disponible pour obtenir le taux de faible revenu sous la MPC[6]. Pour faciliter la visualisation des variations historiques, nous avons normalisé les prévalences estimées à 1 en utilisant leurs valeurs correspondantes en 2000[7]. Les taux de chômage des personnes de 15 ans et plus ont également été tracés dans le graphique (échelle de l'axe situé à droite).

L'examen de la figure 1 donne lieu à plusieurs observations. Dans l'ensemble, les taux de prévalence du faible revenu sous divers seuils semblent bien concorder et ils suivent tous les cycles économiques. De 1976 à 1981, les taux de prévalence ont diminué sous le SFR et sous les MFR variable et fixe. Puis, ils ont augmenté brièvement durant la récession du début des années 1980, après quoi ils ont diminué continuellement pendant six ans jusqu'en 1989. Par après, ils ont suivi une tendance à la hausse qui s'est étendue sur sept années pour atteindre un sommet en 1996, puis ont continué de diminuer jusqu'à 2007, dernière année pour laquelle des données sur le revenu sont disponibles.

Deuxièmement, les taux de prévalence du faible revenu sous le SFR, la MFR fixe et la MPC ont fluctué au fil du temps et se sont comportés essentiellement de la même manière, tandis que la prévalence sous la MFR variable a varié nettement moins, particulièrement durant des périodes relativement courtes. Autrement dit, le SFR, la MFR fixe et la MPC peuvent produire la même tendance, même si ces seuils mesurent le faible revenu sous des angles différents. Toutefois, la MFR variable semble capable de générer sa propre information et ne peut donc probablement pas être remplacée par les autres seuils. Cela n'est pas étonnant puisque, comme nous l'avons mentionné plus haut, la MFR variable est basée sur une norme de revenu contemporaine, tandis que les trois autres seuils sont tous fondés sur certaines normes fixes et que les variations d'une année à l'autre de ces seuils dépendent des fluctuations des prix.

6. Voir l'annexe méthodologique pour la définition du revenu disponible.
7. Les taux estimés de faible revenu sous divers seuils de revenu figurent au tableau A4 en annexe.

Figure 1. Tendance de la prévalence du faible revenu sous divers seuils

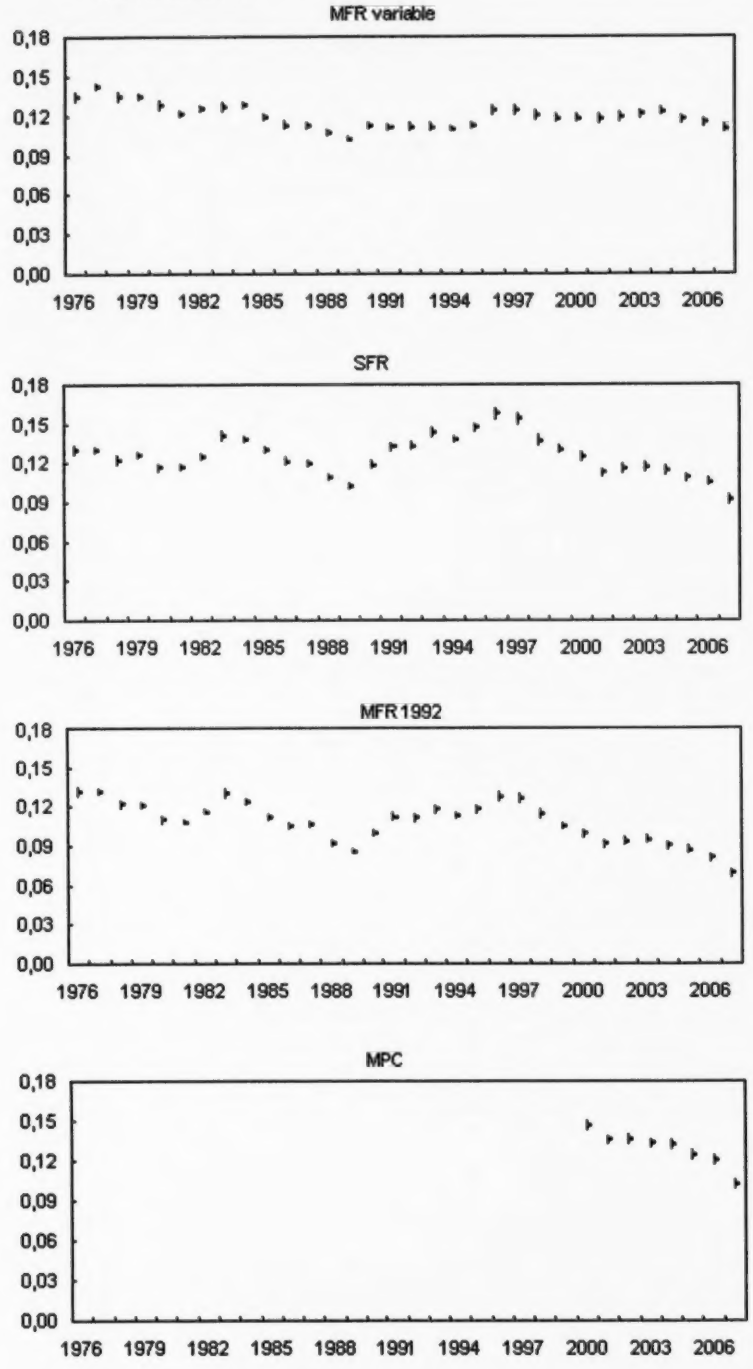


Source : Enquête sur les finances des consommateurs (1976 à 1995), Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (1996 à 2007) et tableau CANSIM 282-0002.

Troisièmement, dans les comparaisons d'une année à l'autre, le sens des variations de la prévalence du faible revenu peut différer selon le seuil employé. Dans de nombreux cas, les comparaisons d'une année à l'autre de la variation de la prévalence du faible revenu aboutissaient à des conclusions différentes selon le seuil choisi. Par exemple, de 1976 à 1977, la MFR variable indiquait que la prévalence du faible revenu avait augmenté, tandis que le SFR et la MFR fixe donnaient à penser qu'elle n'avait pas changé. De 1990 à 1991, alors que le SFR et la MFR fixe indiquaient que la prévalence avait augmenté, la MFR variable montrait qu'elle avait diminué. Des différences se dégagent également sur des périodes de plusieurs années. De 1990 à 1993, le SFR et la MFR fixe suggéraient que la prévalence du faible revenu avait augmenté, alors que la MFR variable indiquait qu'elle avait peu changé. De même, de 2000 à 2004, la prévalence avait augmenté légèrement selon la MFR variable, tandis qu'elle avait diminué selon la MFR fixe, SFR et la MPC.

Enfin, même si les variations de la prévalence du faible revenu sont de même sens, leur amplitude peut différer selon le seuil de faible revenu. Par exemple, de 1996 à 2000, la prévalence du faible revenu a diminué sous le SFR, la MFR fixe et la MFR variable. Cependant, le recul semblait nettement plus important sous le SFR et la MFR fixe que sous la MFR variable. En effet, le tableau 1 en annexe montre que, de 1996 à 2000, la prévalence du faible revenu sous le SFR et la MFR fixe a diminué d'environ trois points (pour passer de 15,7 % à 12,5 % sous le SFR et de 12,7 % à 9,9 % sous la MFR fixe). Toutefois, durant la même période, la prévalence sous la MFR variable a baissé de moins d'un point (pour passer de 11,4 % à 11,7 %).

Figure 2. Estimations des intervalles de confiance (à 95 %) : taux de faible revenu (1976 à 2007)



Source : Enquête sur les finances des consommateurs (1976 à 1995) et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (1996 à 2007), calculs de l'auteur.

Les deux dernières observations montrent que l'examen du faible revenu en se servant de divers seuils donne lieu à certaines incohérences. Étant donné les contradictions éventuelles entre différents seuils de faible revenu, une conclusion semble claire : choisir un seuil et écarter les autres n'est sans doute pas la meilleure pratique. Des investigations plus minutieuses sont nécessaires. Une première étape consisterait à vérifier si les variations et les écarts sont statistiquement significatifs. Après tout, les prévalences estimées du faible revenu sont souvent fondées sur des données d'échantillon. Une variation de la prévalence du faible revenu peut donc refléter un changement fondamental de la tendance sous-jacente de la pauvreté ou être due tout simplement à une erreur d'échantillonnage. L'annexe 1 fournit les estimations des erreurs-types pour divers indices de faible revenu[8]. Elles peuvent être utilisées pour inférer si une variation de l'indice de faible revenu est significative ou non.

Par exemple, la figure 2 donne les estimations des intervalles de confiance à 95 % des taux de prévalence du faible revenu calculés en utilisant divers seuils de faible revenu. L'utilisation de ces estimations nous permet de résoudre certaines incohérences. Par exemple, l'incohérence observée de la diminution de la prévalence entre 1996 et 2000 sous divers seuils est vraisemblablement due à des erreurs d'échantillonnage, parce que les estimations des intervalles de confiance des taux de prévalence pour ces deux années sous le SFR et la MFR fixe ne se chevauchent pas et que ceux sous la MFR variable ne se chevauchent que marginalement.

Les analyses statistiques semblent confirmer notre observation quant à la tendance de la prévalence du faible revenu. Dans le long terme, la prévalence évolue dans le même sens, quelque soit le seuil de faible revenu utilisé. Par contre, dans le court terme, les tendances peuvent évoluer en sens différent ou dans le même sens, mais avec une amplitude différente, selon la mesure de référence employée. En particulier, les prévalences du faible revenu sous le SFR, la MFR fixe et la MPC varient, pour la plupart, étroitement en parallèle, aussi bien dans le long terme que dans le court terme, tandis que la prévalence du faible revenu sous la MFR variable varie parfois indépendamment de celles observées sous les autres seuils dans le court terme. Étant donné cette incohérence, une question raisonnable est celle de savoir comment d'autres statistiques sur le faible revenu, telles que le ratio de l'écart de faible revenu et l'indice de gravité, se comportent sous divers seuils de faible revenu[9].

3.2 Autres indices agrégés sous divers seuils de faible revenu

La simplicité du taux de prévalence (*headcount ratio*) en a fait pendant longtemps presque la seule statistique sur le faible revenu utilisée dans les débats publics. Cette situation a changé, du moins dans le monde universitaire, depuis la publication des

8. Pour la période de 1976 à 1995, les erreurs-types pour la prévalence du faible revenu, le ratio de l'écart de faible revenu et de l'indice de gravité du faible revenu sont calculées selon une méthode analytique basée sur une approximation par linéarisation de Taylor. Pour la période de 1996 à 2007 pour laquelle 1 000 poids bootstrap sont disponibles, les erreurs-types sont basées sur les poids bootstrap, qui tiennent compte du plan d'échantillonnage (mise en grappes et stratification).
9. En outre, le test de dominance stochastique, qui dépasse le cadre de la présente étude, peut également être entrepris. Pour un exemple récent, voir Chen (2008).

travaux fondamentaux de Sen (Sen, 1976) qui ont inspiré une foule d'articles sur l'approche axiomatique de la mesure du bien-être économique. L'indice FGT (équation 1) est l'une des mesures influentes qui satisfont plusieurs axiomes désirables[10].

Si nous posons que $\alpha = 1$ dans l'équation (1), l'indice FGT devient

$$P_1(y;z) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{q} g_i = \frac{q}{N} \times \frac{1}{q}\sum_{i=1}^{q} g_i = P_0 \times \bar{g}.$$

Cet indice peut être appelé *ratio de l'écart de faible revenu* ou *profondeur du faible revenu* d'une population. Il montre, en moyenne, la mesure dans laquelle le revenu des personnes à faible revenu s'écarte du seuil de faible revenu. Foster, Greer et Thorbecke (1984) ont démontré que P_1 satisfait l'axiome de monotonicité, selon lequel, toutes choses étant égales par ailleurs, une réduction du revenu d'une personne à faible revenu doit accroître le ratio global de l'écart de faible revenu. Notons que P_1 est défini sur l'ensemble de la population, et non sur la population à faible revenu uniquement.

Quand nous donnons à α la valeur de 2 dans l'équation (1), nous obtenons

$$P_2(y;z) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{q} g_i^2.$$

Cette statistique peut être appelée *indice de gravité du faible revenu* d'une population. En plus de l'axiome de monotonicité, cet indice satisfait l'axiome de transfert, selon lequel, toutes choses étant égales par ailleurs, un transfert pur de revenu d'une personne à faible revenu à toute autre personne dont le revenu est plus élevé doit accroître l'indice de gravité. Selon cet indice, les personnes dont le déficit de revenu est grand contribuent plus que celles dont le déficit de revenu est faible à la gravité du faible revenu, de sorte que l'inégalité entre les personnes à faible revenu est prise en compte.

Plusieurs autres indices de faible revenu ont également été élaborés. L'un est le ratio de l'écart moyen parmi la population à faible revenu, $\bar{g}$, qui est appelé ratio de l'*écart de Sen*. Un autre, illustré par Osberg et Xu (2000), est l'indice de Sen-Shorrocks-Thon (SST),

$$SST = P_0 \times \bar{g} \times [1 + G(g)] = P_1 \times [1 + G(g)] \qquad (2)$$

où $G(g)$ est l'indice d'inégalité de Gini du ratio de l'écart de faible revenu $g_i = (z - y_i)/z$ dans la population. L'indice SST est également appelé mesure de l'*intensité du faible revenu*. L'un des avantages de l'indice SST tient au fait qu'il résume en une seule statistique la prévalence, l'écart et la gravité du faible revenu. Heisz (2001), ainsi que Picot, Morissette et Myles (2003), entre autres, ont employé l'indice SST pour étudier l'intensité du faible revenu au Canada.

Les figures 3 à 5 illustrent la tendance de P_1, P_2, SST et $\bar{g}$ sous divers seuils de faible revenu. De nouveau, les résultats donnent à penser que le SFR, la MFR fixe et la MPC

10. Voir Hagenaars (1987) pour un résumé des axiomes pertinents.

produisent des résultats qui concordent bien dans le long terme. Comme le taux de prévalence, les indices P_1, P_2 et SST suivent une tendance à la baisse du milieu des années 1970 jusqu'à 1989, augmentent de 1989 à 1997, puis diminuent de 1997 à 2007. Par contre, dans le court terme, les divers seuils mènent à des observations qui diffèrent. En particulier, les indices agrégés ne varient pas de la même façon dans le court terme sous la MFR variable que sous les autres seuils. Par exemple, de 1996 à 2000, la profondeur, l'intensité et la gravité du faible revenu sous le SFR et sous la MFR fixe ont diminué de manière appréciable, tandis qu'elles ont peu varié sous la MFR variable.

Figure 3. Tendance du ratio de l'écart de faible revenu (P_1) sous divers seuils

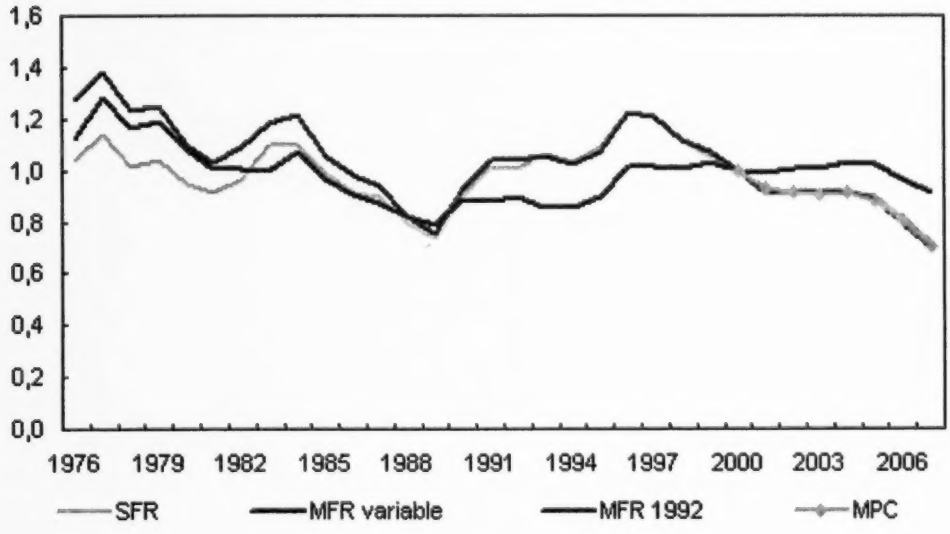


Figure 4. Tendance de la gravité du faible revenu (P_2) sous divers seuils

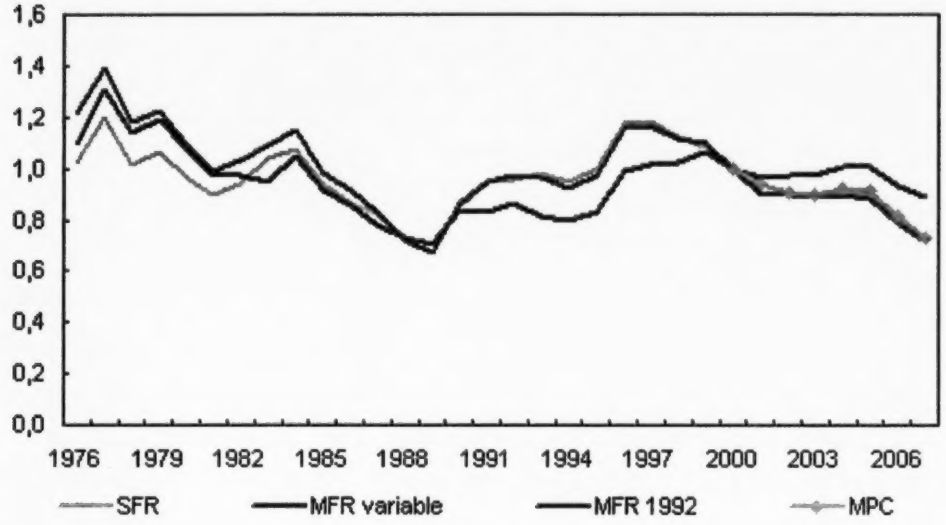
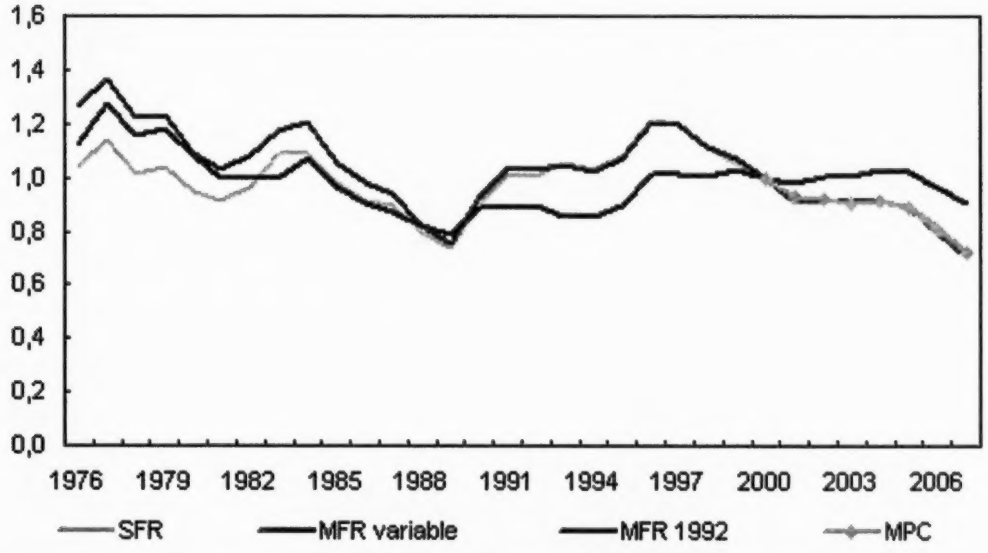


Figure 5. Tendance de l'intensité du faible revenu sous divers seuils



Source pour les figures 3 à 5 : Enquête sur les finances des consommateurs (1976 à 1995) et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (1996 à 2007), calculs de l'auteur.

De nouveau, afin de faire des comparaisons rigoureuses, nous devons calculer les erreurs-types d'échantillonnage pour les indices. Par exemple, le tableau 3 contient les résultats des tests effectués avec la statistique élaborée par Xu (1998). Le tableau montre

que les indices SST fondés sur chacun des quatre seuils de faible revenu ont baissé de manière significative de 1996 à 2007 et de 2000 à 2007. Par exemple, les valeurs de la statistique de test z étaient -7,9, -2,4, -7,5 et -8,8 pour le test d'égalité des indices SST entre 2000 et 2007 sous le SFR, la MFR variable, la MFR fixe et la MPC, respectivement, ce qui a donné lieu au rejet des hypothèses nulles au seuil de signification de 1 %.

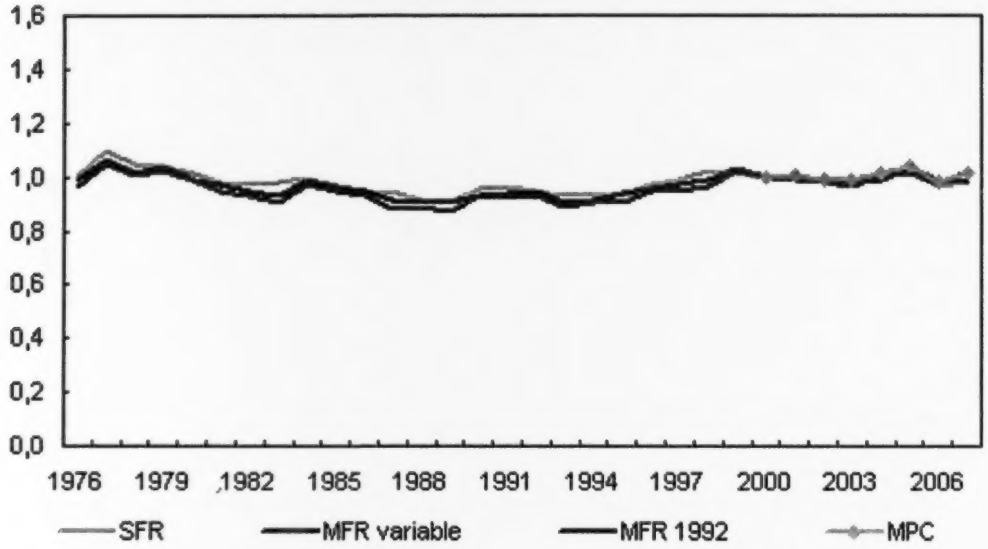
Tableau 3. Statistiques de test pour les variations de l'intensité du faible revenu

Seuils de faible revenu	1996 à 2007	2000 à 2007
	indices	
Seuil de faible revenu	-0,04	-0,02
	[-20,78]	[-7,93]
Mesure de faible revenu variable	-0,01	-0,01
	[-2,58]	[-2,44]
Mesure de faible revenu 1992	-0,03	-0,02
	[-11,50]	[-7,48]
Mesure du panier de consommation		-0,03
		[-8,78]

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1996 à 2007. Les statistiques z de test asymptotique sont entre parenthèses.

Il convient de souligner que la constatation que divers seuils pourraient donner lieu à des observations différentes dans le court terme s'applique à la population générale. Si nous examinons $\overline{g}$, c'est-à-dire si nous nous concentrons sur le déficit de revenu chez les personnes à faible revenu, nous voyons que (figure 6) les différents seuils de faible revenu pointent dans la même direction dans le court terme ainsi que dans le long terme et que, quel que soit celui choisi, nous arriverions à la même conclusion, à savoir que les déficits de revenu chez les personnes à faible revenu étaient relativement faibles du milieu des années 1980 à la fin des années 1990, et qu'ils ont peu varié au cours des 30 dernières années.

Figure 6. Tendance du ratio de l'écart de Sen sous divers seuils de faible revenu



Source : Enquête sur les finances des consommateurs (1976 à 1995) et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (1996 à 2007)

3.3 Différents indices sous le même seuil

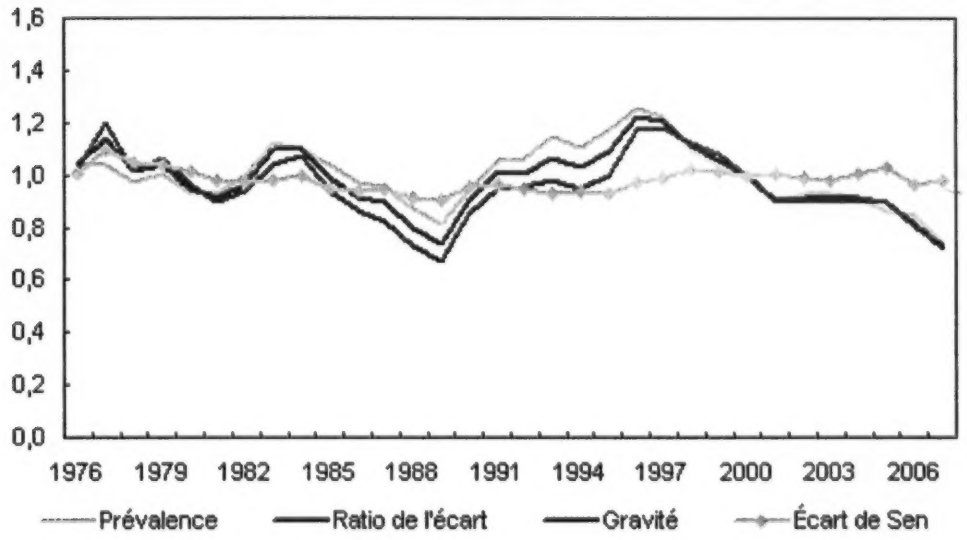
Afin de caractériser les quatre seuils de faible revenu, nous avons examiné plusieurs indices agrégés, un à la fois, sous ces seuils. Les similarités de la tendance du faible revenu sous les divers seuils semblaient obscurcir les différences entre les divers indices agrégés. Afin de répondre à des questions telles que celles de savoir si un indice unique contient toute l'information sur le faible revenu, à la présente sous-section, nous comparons divers indices sous le même seuil.

Les analyses peuvent être effectuées en examinant les graphiques pertinents des divers indices présentés dans les figures 1 à 6. Par exemple, nous avons extrait les graphiques des indices de prévalence (headcount), de ratio de l'écart et de gravité du faible revenu et de l'écart de Sen basés sur le SFR et nous les avons regroupés pour obtenir un nouveau graphique (figure 7)[11]. Une constatation immédiate a été que les indices d'ordre plus élevé varient généralement plus que les indices d'ordre plus faible : l'indice de gravité variait plus que le ratio de l'écart, qui a à son tour variait plus que la prévalence (headcount). Cette observation reflète les différences conceptuelles entre les indices : l'indice de gravité du faible revenu est égal au carré du ratio de l'écart de faible revenu, si bien toute variation du ratio de l'écart sera amplifié dans l'indice de gravité.

11. L'indice SST se comportait de manière fort semblable au ratio de l'écart de faible revenu et à l'indice de gravité du faible revenu, et a donc été ignoré dans la figure 7.

Deuxièmement, les divers indices évoluaient généralement dans le même sens dans le long terme, quoique dans les comparaisons d'une année à l'autre ou sur des périodes de plusieurs années, ils pourraient varier en sens opposé ou dans le même sens, mais avec des amplitudes différentes. En examinant la figure 7, il est facile de voir que, dans l'ensemble, les divers indices de la famille FGT suivaient à peu près la même trajectoire. En outre, au cours des dix dernières années, la tendance sous ces indices a été presque identique. Par contre, au cours de périodes plus courtes, des résultats différents pourraient être obtenus. Par exemple, de 1976 à 1977, alors que la prévalence n'a pas varié, les indices de profondeur et de gravité du faible revenu ont tous deux augmenté. Par ailleurs, de 1992 à 1994, l'indice de gravité a baissé légèrement, tandis que le taux de prévalence et le ratio de l'écart de faible revenu ont augmenté.

Figure 7. Comparaison de divers indices sous le même seuil (SFR après impôt)



Source: Enquête sur les finances des consommateurs (1976 à 1995) et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (1996 à 2007), calculs de l'auteur

En revanche, la tendance de l'écart de Sen, c'est-à-dire les déficits de revenu parmi les personnes à faible revenu, semblait différente de celle impliquée par les autres indices. Globalement, l'écart de Sen a peu varié au cours du temps : il a diminué du milieu des années 1970 à la fin des années 1980, puis a augmenté lentement jusqu'en 2007. Sur des périodes de plusieurs années, l'écart de Sen se comportait également différemment des indices de la famille FGT. Par exemple, de 1996 à 2007, les trois indices de la famille FGT ont diminué de manière significative. Cependant, durant la même période, l'écart de Sen a suivi une tendance légèrement à la hausse.

Nous avons effectué le même exercice pour les indices de faible revenu fondés sur la MFR variable, la MFR fixe et la MPC. Les constatations ont été essentiellement les mêmes que pour les indices basés sur le SFR. Par exemple, sous la MFR fixe (graphique

non présenté ici, mais pouvant être obtenu en combinant les indices pertinents tirés des figures 1 à 6), la prévalence a diminué d'environ 5 % entre 1983 et 1984, mais les indices d'écart de faible revenu et de gravité du faible revenu ont augmenté de 3 % et de 6 %, respectivement, laissant entendre que même si un nombre considérable de personnes ont échappé au faible revenu entre 1983 et 1984, le bien-être de celles dont le revenu est demeuré inférieur à la MFR fixe s'est détérioré.

Le fait que les divers indices de faible revenu variaient dans le même sens à long terme, et même la plupart du temps dans le court terme, indique que l'utilisation d'un seul indice simple, tel que la prévalence (headcount) dans les débats publics n'est pas nécessairement nuisible. Néanmoins, le fait qu'ils peuvent varier en sens opposé ou dans le même sens, mais avec des amplitudes différentes signifie qu'il est nécessaire d'examiner simultanément les divers indices pour élaborer les politiques et, sachant que divers indices peuvent être produits à peu de frais, la meilleure pratique consisterait à utiliser plusieurs indices, ainsi que plus plusieurs seuils de faible revenu.

4 Qui tombe entre les seuils?

Puisque les indices agrégés utilisés sous des seuils de faible revenu différents peuvent se comporter différemment dans le court terme, il est intéressant de voir comment ces seuils se comparent en ce qui concerne leur capacité de dépister les personnes à faible revenu. Par exemple, dans quelle mesure une personne identifiée comme ayant un faible revenu au moyen d'un seuil donné l'est-elle également par les autres seuils, et dans quelle mesure une personne se situant au-dessus d'un seuil donné se situe-t-elle également au-dessus des autres seuils[12]? Dans la présente section et dans les sections qui suivent, nous nous concentrerons sur la période allant de 2000 à 2007, car ces années sont celles pour lesquelles les données sur la MPC sont également disponibles.

Les résultats sont présentés au tableau 4. Le volet gauche du tableau montre, quand une personne se situe au-dessus d'un seuil de faible revenu donné, la probabilité qu'elle se situe également au-dessus des autres seuils de faible revenu. Le volet droit du tableau indique, quand une personne est considérée comme ayant un faible revenu selon un seuil donné, la probabilité qu'elle soit aussi considérée comme ayant un faible revenu selon les autres seuils. La partie supérieure du tableau 4 (volets gauche et droit) montre l'interaction du SFR avec la MFR variable, la MFR fixe et la MPC. Le tableau indique que, si une personne se situait au-dessus du SFR, elle était nettement plus susceptible de se situer au-dessus des autres seuils entre 2000 et 2007. Si une personne n'était pas décelée au moyen du SFR, la probabilité qu'elle le soit au moyen des deux MFR variaient de 1 % à 2 %, tandis que la probabilité qu'elle soit décelée par la MPC variait de 2 % à 4 %. Par ailleurs, si une personne était décelée au moyen du SFR, elle avait une probabilité relativement élevée de se situer au-dessus des autres seuils. Par exemple, une

12. Les questions équivalentes sont : dans quelle mesure une personne qui est dépistée au moyen d'un seuil n'est-elle pas dépistée au moyen des autres seuils et dans quelle mesure une personne qui se situe au-dessus d'un seuil donné se situera-t-elle au-dessous des autres seuils. Néanmoins, pour des raisons de taille d'échantillon trop restreinte, ces deux questions ne peuvent pas être examinées pour plusieurs sous-groupes de personnes désavantagées.

personne identifiée comme ayant un faible revenu au moyen du SFR en 2007 avait 29 % de chances de se situer au-dessus de la MFR fixe.

La situation pour la MFR variable est similaire. Une personne identifiée comme étant au-dessus de la MFR variable était très susceptible de se situer au-dessus du SFR et de la MPC, et était essentiellement certaine de se situer au-dessus de la MFR fixe. Par contre, si une personne était décelée comme ayant un faible revenu au moyen de la MFR variable, elle avait une forte probabilité de ne pas l'être par les autres seuils. Par exemple, entre 2000 et 2007, les personnes qui avaient été décelées au moyen de la MFR variable avaient de 12 % à 27 % de chances de ne pas l'être par le SFR.

La troisième partie du tableau montre que, quand une personne était classée dans la catégorie de faible revenu au moyen de la MFR fixe, ses chances d'être classées dans cette catégorie au moyen des trois autres seuils variaient de 4 % à 5 % pour la MPC, de 2 % à 4 % pour la MFR variable et de 3 % à 4 % pour le SFR. Par ailleurs, si la MFR fixe indiquait qu'une personne avait un faible revenu, il était essentiellement certain que cette personne serait décelée au moyen de la MFR variable et de la MPC, mais il y avait quand même des chances (de 6 % à 8 %) qu'elles se situent au-dessous du SFR.

Enfin, dans le cas de la MPC, quand une personne était identifiée comme se trouvant au-dessus du seuil, il était presque certain qu'elle se situerait également au-dessus des autres seuils de faible revenu, tandis que si une personne avait un faible revenu selon la MPC, il était fort probable qu'elle ne soit pas décelée au moyen des autres seuils de faible revenu. Par exemple, une personne classée dans la catégorie de faible revenu selon la MPC en 2000 avait 68 % de chances d'être classée de la même façon au moyen de la MFR fixe, et donc, ses chances de se situer au-dessus de la MFR fixe étaient de 32 %.

Dans l'ensemble, le tableau 4 donne à penser que l'utilisation de plusieurs seuils de faible revenu pourrait être utile pour déceler les personnes qui n'auraient pas été détectées correctement au moyen d'un seul seuil. Fait exception la MFR 1992 : en l'absence de ce seuil, toutes les personnes qui auraient été classées dans la catégorie de faible revenu auraient été détectées par la MFR variable ou la MPC, parce que la MFR 1992 était fixe depuis huit ans en 2000. Quand elle a été recalculée en prenant 2002 pour année de base, elle a permis de détecter au moins 5 % des personnes qui auraient été manquées par la MPC (voir les pourcentages entre parenthèses dans le tableau 4). De même, au moins 12 % des personnes auraient été classées incorrectement au moyen du SFR en l'absence de la MFR fixe de 2002. Il semble donc que l'année de base d'une MFR fixe doit être changée périodiquement. Autrement, l'utilité de la mesure pourrait être compromise.

Tableau 4 Pourcentages de personnes décelées et non décelées selon le seuil de faible revenu - 2000 à 2007

Année	Au-dessus du Seuil de faible revenu et au-dessus			En dessous du Seuil de faible revenu et en dessous		
	Mesure de faible revenu variable	Mesure de faible revenu 1992	Mesure du panier de consommation	Mesure de faible revenu variable	Mesure de faible revenu 1992	Mesure du panier de consommation
	%					
2000	98	99	96	82	74	89
2001	98	99	96	88	75	90
2002	98	99	97	87	75	91
2003	98	99	97	89	76	89
2004	98	99	97	90	74	90
2005	98	99	97	90	74	89
2006	98	99	98	91	71	89
2007	97	99	98	92	69	87

Année	Au-dessus de la mesure de faible revenu variable et au-dessus			En dessous de la mesure de faible revenu variable et en dessous		
	Seuil de faible revenu	Mesure de faible revenu 1992	Mesure du panier de consommation	Seuil de faible revenu	Mesure de faible revenu 1992	Mesure du panier de consommation
	%					
2000	98	100	96	88	85	97
2001	98	100	97	84	78	96
2002	98	100	97	85	79	95
2003	99	100	98	86	78	92
2004	99	100	98	83	73	93
2005	99	100	98	83	74	92
2006	99	100	98	84	71	91
2007	99	100	99	77	62	84

Année	Au-dessus de la mesure de faible revenu 1992 et au-dessus			En dessous de la mesure de faible revenu 1992 et en dessous					
	Seuil de faible revenu	Mesure de faible revenu variable	Mesure du panier de consommation	Seuil de faible revenu		Mesure de faible revenu variable		Mesure du panier de consommation	
				1992	2002	1992	2002	1992	2002
	%								
2000	96	98	95	93	84	100	98	100	94
2001	97	97	95	92	84	100	98	100	95
2002	97	97	95	93	85	100	100	100	95
2003	97	97	96	94	85	100	100	100	92
2004	97	96	95	93	84	100	100	100	94
2005	97	97	96	93	86	100	100	100	94
2006	97	96	96	94	88	100	100	100	95
2007	97	96	96	93	85	100	100	100	93

Tableau 4 Pourcentages de personnes décelées et non décelées selon le seuil de faible revenu - 2000 à 2007 (suite)

	Au-dessus de la mesure du panier de consommation et au-dessus			En dessous de la mesure du panier de consommation et en dessous		
Année	Seuil de faible revenu	Mesure de faible revenu variable	Mesure de faible revenu 1992	Seuil de faible revenu	Mesure de faible revenu variable	Mesure de faible revenu 1992
			%			
2000	98	100	100	76	78	68
2001	99	99	100	75	83	67
2002	99	99	100	78	82	68
2003	98	99	100	78	84	71
2004	99	99	100	78	86	68
2005	99	99	100	77	86	69
2006	99	99	100	79	87	67
2007	99	98	100	78	90	67

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (2000 à 2007), calculs de l'auteur.

5 Qui contribue le plus au taux global de faible revenu? Une analyse par décomposition

Les divers seuils de faible revenu peuvent également être évalués en fonction de groupes de personnes, par exemple, en quantifiant la contribution de chaque groupe à l'indice agrégé. Pour cela, il est utile de procéder à une analyse par décomposition. Cette dernière consiste à estimer la contribution de chaque groupe au faible revenu. Un seuil de faible revenu ne peut pas être considéré comme plausible si l'analyse révèle que les personnes dont les ressources sont gravement restreintes contribuent peu aux statistiques globales sur le faible revenu. Prenant cette proposition pour prémisse, nous avons examiné plusieurs groupes de personnes qui ont été identifiés indépendamment comme courant un risque élevé d'exclusion sociale. Dans le contexte canadien, ces groupes comprennent les personnes seules de 45 à 59 ans, les parents seuls et leurs enfants, les membres des familles dans lesquels les principaux soutiens sont des Autochtones vivant hors réserve, les nouveaux immigrants ou les personnes ayant des limitations professionnelles[13,14].

Pour simplifier, nous avons choisi de décomposer uniquement la prévalence du faible revenu[15]. Pour cela, nous avons d'abord classé les personnes dans des groupes mutuellement exclusifs. Si nous classons N personnes d'une population dans k groupes mutuellement exclusifs, chaque groupe contenant n_j personnes, l'indice de prévalence du faible revenu, P_0, peut être décomposé additivement de la façon suivante

13. Voir, par exemple, Buirstein (2005).
14. Les nouveaux immigrants sont définis comme étant ceux qui avaient vécu au Canada pendant une période de deux à dix ans. Ceux qui vivent au Canada depuis un an ou moins pourraient ne pas disposer de renseignements complets sur le revenu et ont donc été exclus.
15. Les autres indices FGT peuvent être décomposés de la même façon. Voir Foster et coll. (1984).

$$P_0 = \sum_{j=1}^{k} \frac{n_j}{N} P_{0j} \qquad (3)$$

où P_{0j} est la prévalence du faible revenu dans le j^e groupe de personnes. Ici, nous avons classé la population canadienne en sept groupes mutuellement exclusifs : les personnes qui appartiennent à l'un, et uniquement un, des cinq groupes à haut risque susmentionné, un groupe à risque multiple comprenant les personnes qui sont membres d'au moins deux des cinq groupes, et le reste de la population. Donc, une mère seule qui n'est pas une nouvelle immigrante, qui n'est pas une Autochtone vivant hors réserve et qui n'a pas de limitations professionnelles appartiendra à la catégorie des parents seuls, tandis qu'une mère seule qui est aussi une nouvelle immigrante sera classée dans le groupe à risque multiple[16]. Les résultats de la décomposition sous divers seuils de faible revenu sont présentés au tableau 5.

Le tableau montre que, quel que soit le seuil de faible revenu utilisé, les personnes appartenant aux groupes présentant un risque d'exclusion sociale représentaient une part de la population à faible revenu disproportionnellement plus importante que leur part de la population dans son ensemble. Entre 2000 et 2007, les groupes à risque représentaient de 30 % à 35 % de l'ensemble de la population, mais contribuaient nettement plus à la prévalence globale du faible revenu. Sous le SFR, leur contribution était de 54 % à 60 %, sous la MFR variable, de 53 % à 58 %, sous la MFR fixe, de 53 % à 60 %, et sous la MPC, de 50 % à 55 %.

Dans l'ensemble, les résultats indiquent qu'aucun seuil de faible revenu n'avait un avantage important ou systématique sur les autres pour ce qui est d'évaluer la contribution des personnes appartenant aux groupes à haut risque. Néanmoins, des différences appréciables se dégagent entre les seuils. Dans le cas des personnes appartenant à des familles dirigées par des personnes ayant des limitations professionnelles, le SFR et les deux MFR donnaient des résultats un peu plus forts que la MPC. Sous le SFR et les deux MFR, la contribution de ce groupe de personnes à la prévalence du faible revenu était de 16 % à 20 %, tandis que sous la MPC, elle était de 15 % à 18 %. Cependant, la MPC et les deux MFR détectaient un peu mieux que le SFR les personnes provenant des familles monoparentales. Sous le SFR, la contribution de ces personnes à la prévalence du faible revenu était de 8 % à 11 %, tandis que sous les trois autres seuils, elle variait de 9 % à 13 %.

16. Les groupes n'ont pas tous des interactions avec les autres : un Autochtone ne peut pas être un nouvel immigrant, mais il peut être un parent seul, tandis qu'une personne seule peut être un nouvel immigrant, mais ne peut pas être un parent seul.

Tableau 5. Décomposition de la prévalence du faible revenu sous divers seuils

Année/groupe	Population	Contribution à la prévalence du faible revenu			
		Seuil de faible revenu	Mesure de faible revenu	Mesure de faible revenu 1992	Mesure du panier de consommation
2000			%		
Limitations professionnelles	14,2	15,9	16,0	15,0	15,1
Parent seul	4,8	10,5	11,0	12,0	11,0
Personne seule, 45 à 59 ans	1,7	4,0	3,7	3,9	3,1
Nouveaux immigrants	3,7	8,8	7,7	6,5	7,4
Autochtones hors réserve	1,6	1,7	1,8	2,0	2,0
Risques multiples	3,5	12,7	13,2	13,7	12,0
Aucun des groupes susmentionnés	70,5	46,5	46,7	47,0	49,3
2001					
Limitations professionnelles	15,4	16,9	16,9	16,0	15,8
Parent seul	4,7	11,1	12,0	12,5	11,7
Personne seule, 45 à 59 ans	1,7	3,9	3,4	3,7	3,1
Nouveaux immigrants	3,2	7,3	6,4	7,2	7,1
Autochtones hors réserve	1,7	1,5	2,0	2,2	2,2
Risques multiples	3,4	14,0	13,6	14,3	12,4
Aucun des groupes susmentionnés	70,0	45,3	45,6	44,0	47,8
2002					
Limitations professionnelles	17,1	17,1	17,1	15,0	16,4
Parent seul	4,3	10,4	11,3	11,5	11,0
Personne seule, 45 à 59 ans	1,7	3,3	3,0	3,3	2,7
Nouveaux immigrants	3,8	7,8	7,7	8,5	7,7
Autochtones hors réserve	1,7	1,4	1,7	1,8	1,8
Risques multiples	4,4	16,8	17,3	19,1	15,7
Aucun des groupes susmentionnés	67,0	43,2	41,9	40,9	44,8
2003					
Limitations professionnelles	17,0	17,4	17,0	15,6	16,0
Parent seul	4,4	11,0	12,0	12,8	11,7
Personne seule, 45 à 59 ans	1,8	3,5	3,3	3,8	3,0
Nouveaux immigrants	4,1	6,8	5,9	6,5	8,1
Autochtones hors réserve	1,9	2,2	2,5	2,7	2,4
Risques multiples	4,0	15,0	15,0	16,2	13,3
Aucun des groupes susmentionnés	66,8	44,0	44,4	42,5	45,4

Tableau 5 Décomposition de la prévalence du faible revenu sous divers seuils (suite)

Année/Groupe	Population	Contribution à la prévalence du faible revenu			
		Seuil de faible revenu	Mesure de faible revenu	Mesure de faible revenu 1992	Mesure du panier de consommation
2004			%		
Limitations professionnelles	16,7	17,0	16,8	16,1	15,5
Parent seul	4,5	11,4	11,9	12,7	11,9
Personne seule, 45 à 59 ans	1,8	3,5	3,1	3,9	3,0
Nouveaux immigrants	3,8	6,3	5,4	4,5	7,3
Autochtones hors réserve	1,8	2,1	2,5	2,8	2,3
Risques multiples	4,1	14,4	14,6	16,3	13,8
Aucun des groupes susmentionnés	67,3	45,3	45,8	43,6	46,1
2005					
Limitations professionnelles	17,5	18,7	18,7	17,1	17,4
Parent seul	4,3	8,1	9,1	9,7	9,4
Personne seule, 45 à 59 ans	1,7	3,4	3,2	3,5	3,0
Nouveaux immigrants	4,0	6,2	5,2	4,3	6,8
Autochtones hors réserve	2,1	2,3	2,4	2,2	2,3
Risques multiples	4,9	16,5	16,9	19,0	15,8
Aucun des groupes susmentionnés	65,6	44,8	44,6	44,1	45,4
2006					
Limitations professionnelles	17,6	17,9	18,3	17,3	17,4
Parent seul	4,3	8,0	9,1	9,2	9,3
Personne seule, 45 à 59 ans	1,8	3,8	3,5	4,0	3,2
Nouveaux immigrants	4,0	7,5	6,6	4,9	7,6
Autochtones hors réserve	2,1	2,7	3,0	2,9	2,8
Risques multiples	4,7	15,7	16,0	18,5	15,0
Aucun des groupes susmentionnés	65,5	44,4	43,6	43,2	44,7
2007					
Limitations professionnelles	17,4	20,3	20,0	20,3	18,4
Parent seul	4,3	8,2	8,5	9,7	9,2
Personne seule, 45 à 59 ans	1,9	5,0	4,3	5,4	4,2
Nouveaux immigrants	4,0	8,1	5,7	4,7	7,6
Autochtones hors réserve	2,1	1,9	2,4	2,3	1,8
Risques multiples	4,7	16,7	17,0	18,3	16,1
Aucun des groupes susmentionnés	65,6	39,8	42,1	39,3	42,7

Source : EDTR 2000 à 2007

En outre, les personnes exposées à des risques multiples avaient tendance à contribuer davantage à la prévalence du faible revenu sous la MFR fixe que sous les autres seuils. Selon la MFR fixe, la contribution de ces personnes à la prévalence du faible revenu était de 14 % à 19 %, tandis que selon les trois autres seuils, elle était de 12 % à 17 %. Cependant, les deux MFR semblaient plus faibles que le SFR et la MPC pour ce qui est de déceler les personnes appartenant à des familles dont les principaux soutiens étaient

de nouveaux immigrants. Sous les MFR, la contribution de ces personnes à la prévalence du faible revenu était de 4 %, tandis que sous le SFR et la MPC, leur contribution minimale était de 6 %.

L'observation que les personnes appartenant à des familles dirigées par de nouveaux immigrants contribuaient plus à la prévalence du faible revenu sous le SFR et la MPC que sous les deux MFR tient vraisemblablement à deux faits. 1) Les deux MFR ne tiennent pas compte des variations du coût de la vie dans les diverses localités considérées, tandis que la MPC et, dans une moindre mesure, le SFR le font et 2) les nouveaux immigrants au Canada choisissent en très grande majorité de s'établir dans les grandes villes[17]. Dans le cas de la MPC et du SFR, les seuils étaient élevés dans les grandes villes, tandis que dans le cas de la MFR, ils étaient indépendants de la taille de la ville et, étant donné que le revenu des nouveaux immigrants était habituellement faible, il n'est pas étonnant qu'un plus grand nombre de nouveaux immigrants vivant dans les grandes villes aient été détectés au moyen du SFR et de la MPC qu'au moyen des deux MFR[18].

6 Sommaire et conclusion

Un certain nombre de seuils de faible revenu sont publiés régulièrement au Canada. Conjugués à plusieurs indices agrégés, tels que la prévalence du faible revenu et le ratio de l'écart de faible revenu, ils peuvent être utilisés pour mettre en relief l'évolution du faible revenu au Canada sous divers angles. Cependant, le discours sur les politiques publiques et même la recherche sur la pauvreté s'appuient souvent sur un seul seuil et un seul indice de faible revenu. Or on ne sait pas vraiment si ces pratiques sont susceptibles d'induire en erreur. Une simple question est celle de savoir si nous arrivons à la même conclusion en utilisant plusieurs seuils et indices au lieu d'un seul.

Dans la présente étude, nous avons examiné les tendances du faible revenu au Canada au cours de la période allant de 1976 à 2007 en appliquant divers seuils de faible revenu conjugués à un certain nombre d'indices sensibles à la répartition du revenu de la famille des indices Foster-Greer-Thorbecke. Nous avons également étudié comment ces seuils interagissent entre eux en examinant les personnes qui sont décelées par un seuil, mais non par les autres. Nous avons également cherché à évaluer dans quelle mesure les divers seuils reflètent bien la contribution des groupes à haut risque d'exclusion sociale à la prévalence du faible revenu.

Les résultats indiquent que, quel que soit le seuil utilisé, les indices de faible revenu évoluent dans le même sens dans le long terme et qu'ils sont sensibles aux variations des indicateurs économiques, tels que le taux de chômage. Nous constatons que les indices

17. Par exemple, plus de 60 % des immigrants arrivés au Canada entre 1996 et 2001 se sont installés à Toronto et à Vancouver. Voir Citoyenneté et Immigration Canada (2005) ou Bernard (2008).
18. Cela peut se voir facilement en examinant les tableaux A1 à A3 en annexe qui montrent que les seuils de revenu pour les grandes villes sont plus élevés que pour les petites villes ou les régions rurales. En effet, dans le cas de la MPC, les seuils calculés pour Toronto et Vancouver étaient les plus élevés du pays.

agrégés de faible revenu basés sur une MFR fixe suivent très bien les trajectoires de ceux basés sur le SFR et sur la MPC. Par contre, dans le court terme, les indices agrégés basés sur la MFR variable se comportent différemment de ceux basés sur les trois autres seuils de faible revenu, suggérant que la MFR variable arrive à fournir des renseignements supplémentaires sur le bien-être des personnes se situant dans la queue inférieure de la distribution du revenu.

De même, nous avons constaté que, sous un même seuil de faible revenu, les différents indices agrégés évoluaient dans le même sens dans le long terme, tandis que dans le court terme, ils variaient parfois en sens opposé ou dans le même sens, mais avec des amplitudes différentes. Afin de surveiller et d'élaborer les politiques, il pourrait être nécessaire d'examiner simultanément divers indices. En comparant les seuils, nous avons constaté que les personnes classées comme ayant un faible revenu selon la MPC avaient assez bien de chances de ne pas être identifiées comme ayant un faible revenu au moyen des autres seuils, tandis que celles se situant au-dessus de la MPC avaient peu de chances d'être considérées comme des personnes à faible revenu en se basant sur les autres seuils. Par contre, les personnes se situant au-dessus de la MFR fixe avaient des chances non négligeables d'être considérées comme ayant un faible revenu selon les autres seuils. Il semble que la MPC courante décèle un plus grand nombre de personnes que la MFR fixe ayant pour année de base 1992, ce qui donne à penser qu'une MFR fixe doit faire périodiquement l'objet d'un changement d'année de base afin qu'elle demeure pertinente.

Les résultats de notre décomposition laissent entendre que, dans l'ensemble, les personnes défavorisées contribuaient davantage à la prévalence du faible revenu selon la MFR fixe que selon la MPC et que la capacité de la MFR fixe à déceler les personnes exposées à des risques multiples d'exclusion sociale était plus importante que celles des autres seuils. Cependant, les MFR fixe et variable étaient toutes deux relativement moins capables de déceler les personnes appartenant à une famille dirigée par deux nouveaux immigrants, le plus vraisemblablement parce que les nouveaux immigrants ont tendance à s'établir dans les grandes villes où le coût de la vie est élevé. Il semble donc que les différences régionales de coût de la vie devraient être prises en considération dans les futurs travaux d'élaboration des MFR.

Enfin, puisque tous les indices agrégés de faible revenu sont basés sur des données d'enquête par sondage, une des meilleures pratiques consiste à estimer les erreurs-types d'échantillonnage des statistiques sur le faible revenu afin de déterminer quand les variations de ces indicateurs sont statistiquement significatives.

Annexe méthodologique

A. Méthodologie du SFR

Les SFR sont des seuils estimatifs sous lesquels il est considéré qu'une famille dépense une part significativement plus importante de son revenu pour se nourrir, se loger et se vêtir que la famille moyenne. Le raisonnement qui sous-tend le SFR est la loi de Engel qui énonce que les dépenses relatives qu'une famille consacre à la nourriture a tendance à diminuer à mesure que son revenu augmente. Si une famille consacre une part considérable de son revenu aux nécessités de la vie, telles que l'alimentation, le logement et l'habillement, il lui restera peu de « revenus discrétionnaires » pouvant être consacrés à d'autres articles et vivra donc probablement dans des conditions précaires.

Le premier ensemble de SFR a été diffusé par Statistique Canada en 1967. Les seuils avaient été estimés en utilisant les données de l'Enquête sur les dépenses des familles de 1959. Cette année-là, cinq seuils de revenu ont été diffusés, correspondant à des familles de 1, 2, 3 ou 4 personnes et de 5 personnes et plus. Un nouvel ensemble de SFR a été produit plusieurs années plus tard en se servant des données de l'Enquête sur les dépenses des familles de 1969 en suivant la même méthode. La seule différence tenait au fait que le nombre de seuils avait été porté à 35, la taille de la famille pouvant aller jusqu'à 7 personnes et plus, et chaque taille de famille étant recoupée par 5 tailles de collectivité : région rurale, et région urbaine de moins de 30 000 habitants, de 30 000 à 99 999 habitants, de 100 000 à 499 999 habitants et 500 000 habitants et plus. Par après, en suivant la méthode de 1969, les SFR ont été recalculés en prenant pour année de base 1978, 1986 et 1992, respectivement[19].

À l'heure actuelle, les SFR sont fondés sur les données de l'Enquête sur les dépenses des familles de 1992. L'estimation a pour point de départ le modèle de dépense suivant :

$$\log_{10}\mathrm{ALH}_i = \alpha + \beta \log_{10}\mathrm{REV}_i + \theta\,\mathrm{RÉGION} + \delta\,\mathrm{SECTEUR} + \lambda\,\mathrm{FAM} + \varepsilon_i \qquad (1a)$$

où ALH_i représente le total des dépenses consacrées à l'alimentation, au logement et à l'habillement par la famille i, *REV* est le revenu de la famille (avant ou après impôt), ***RÉGION*** est un vecteur contenant cinq variables indicatrices de région (provinces atlantiques, Québec, Ontario, provinces des Prairies et Colombie-Britannique), ***SECTEUR*** contient les variables indicatrices de la taille de la collectivité et ***FAM*** contient les variables indicatrices des différentes tailles de famille économique[20].

En estimant α, β, θ, δ et λ par les moindres carrés ordinaires, le seuil de faible revenu pour une famille est défini comme étant le niveau de revenu auquel la famille dépense 20 points de plus que le ratio des dépenses moyennes en alimentation, logement et

19. Les SFR de 1967 et de 1969 étaient fondés sur le revenu avant impôt uniquement. À partir de 1978, des seuils calculés avant et après impôt ont été diffusés.
20. La famille économique est constituée de personnes vivant dans le même logement et apparentées par le sang, par alliance, par union libre ou par adoption.

habillement au revenu familial moyen. En particulier, le SFR pour une famille de taille k vivant dans le secteur j s'obtient au moyen de l'équation suivante

$$SFR_{jk} = 10^{\frac{\hat{\alpha}+\hat{\theta}\overline{\text{RÉGION}}-\log_{10}(\overline{p}+0.2)+\hat{\delta}_j+\hat{\lambda}_k}{1-\hat{\beta}}} \qquad (1b)$$

où $\overline{p} = \overline{ALH} / \overline{REV}$ et où $\overline{ALH}$ représente les dépenses moyennes en alimentation, logement et habillement, et $\overline{REV}$ représente le revenu familial moyen. Si l'on utilise le revenu après impôt, on obtient les seuils de faible revenu après impôt et si l'on se sert du revenu avant impôt, on obtient les seuils avant impôt. Les estimations des SFR après impôt de 1992 sont présentées dans la partie supérieure du tableau A1[21].

Tableau A1 Seuils de faible revenu après impôt - 1992 et 2007

	Région rurale	Région urbaine selon le nombre d'habitants			
Taille de la famille		Moins de 30 000	30 000 à 99 999	100 000 à 499 999	500 000 et plus
		dollars			
1992					
1 personne	8 848	10 126	11 296	11 439	13 526
2 personnes	10 769	12 325	13 749	13 922	16 462
3 personnes	13 410	15 346	17 120	17 336	20 499
4 personnes	16 730	19 146	21 359	21 628	25 574
5 personnes	19 050	21 802	24 322	24 628	29 121
6 personnes	21 127	24 179	26 974	27 313	32 296
7 personnes et plus	23 204	26 556	29 626	29 998	35 471
2007					
1 personne	11 745	13 441	14 994	15 184	17 954
2 personnes	14 295	16 360	18 250	18 480	21 851
3 personnes	17 800	20 370	22 725	23 011	27 210
4 personnes	22 207	25 414	28 352	28 709	33 946
5 personnes	25 287	28 940	32 285	32 691	38 655
6 personnes	28 044	32 095	35 805	36 255	42 869
7 personnes et plus	30 801	35 250	39 325	39 819	47 084

Source : Enquête sur les dépenses des familles de 1992 et Indice des prix à la consommation (panier de 2005), calculs de l'auteur.

Après 1992, les SFR ont été obtenus en ajustant les estimations pour 1992 au moyen de l'Indice des prix à la consommation (IPC). Par exemple, pour une famille de trois personnes vivant en région rurale, le seuil de 1992 était de 13 410 $. En le multipliant par l'IPC de 2007 (111,5) et en divisant le résultat par l'IPC de 1992 (84,0), nous obtenons 13 410 $ x 111,5/84,0 = 17 800 $ comme seuil pour la même famille en 2007. La partie inférieure du tableau 1 donne les seuils pour 2007.

21. Étant donné le petit nombre d'observations, les seuils pour les familles comptant sept personnes et plus sont calculés par interpolation des seuils pour les familles de cinq et de six personnes. Par exemple, pour les familles rurales comptant sept personnes et plus, le seuil de 1992 est obtenu par 2 x 21 127 $ - 19 050 $ = 23 204 $.

À la fin des années 1990, des discussions et tentatives ont eu lieu à Statistique Canada en vue de recalculer les SFR en se basant sur les courbes de dépenses de 1997. Des efforts ont également été déployés en vue de construire des SFR annuels, ainsi que des SFR pour les villes les plus grandes. En dernière analyse, il a été décidé de garder les SFR de 1992 et de les mettre à jour annuellement en se servant de l'IPC seulement[22].

B. MFR variable

À la suite d'un examen critique et de très nombreuses consultations avec les utilisateurs, au début des années 1990, Statistique Canada a introduit la mesure du faible revenu (MFR) comme autre option de seuil[23]. La MFR mesure le faible revenu dans une perspective distributionnelle. Elle est simplement définie comme étant la moitié du revenu rajusté médian de la famille économique, où « rajusté » signifie qu'il est tenu compte des différences de besoins des familles de différentes tailles et compositions. Par exemple, les frais de logement de deux personnes vivant ensemble pourraient être plus élevés que ceux d'une personne qui vit seule, mais pas forcément deux fois plus élevés en raison d'économies d'échelle dans la consommation.

La première étape du calcul des seuils de la MFR consiste à se servir d'une « échelle d'équivalence » pour rajuster le revenu familial afin de tenir compte des économies d'échelle. L'échelle d'équivalence est un ensemble de facteurs numériques affectés aux divers membres d'une famille de manière que la première personne soit comptée comme 1,0, que la deuxième, quel que soit son âge, soit comptée comme 0,4. Après les deux premières personnes, s'il y a lieu, chaque adulte supplémentaire est compté comme 0,4 et chaque enfant supplémentaire (de moins de 16 ans) est compté comme 0,3. Par exemple, une famille de deux adultes et deux enfants aurait une taille familiale rajustée de 2 (= 1 + 0,4 + 0,3 + 0,3). En additionnant les facteurs affectés à chaque membre d'une famille, nous obtenons la « taille rajustée » de la famille[24].

Deuxièmement, nous divisons le revenu familial total par la taille rajustée de la famille pour obtenir le « revenu familial rajusté ». Ensuite, nous calculons la médiane des revenus familiaux rajustés. La mesure du faible revenu pour les familles d'une personne est définie comme étant la moitié de cette médiane – nous pourrions appeler cette mesure « MFR pour une personne seule » – tandis que les valeurs seuils de la MFR pour d'autres types de familles sont obtenues en multipliant la « MFR pour une personne seule » par la taille rajustée de la famille.

22. Voir Cotton, Webber et Saint-Pierre (1999), Cotton et Webber (2000), ainsi que Cotton (2001) pour des renseignements détaillés.
23. Wolfson et Evans (1989).
24. Cette échelle d'équivalence est semblable à la racine carrée de l'échelle de taille de famille utilisée dans plusieurs pays membres de l'OCDE.

Tableau A2. Mesure de faible revenu variable après impôt - 2006

Nombre d'adultes	Nombre d'enfants					
	0	1	2	3	4	5
	dollars					
1 adulte	15 179	21 251	25 804	30 358	34 912	39 465
2 adultes	21 251	25 804	30 358	34 912	39 465	44 019
3 adultes	27 322	31 876	36 430	40 983	45 537	50 091
4 adultes	33 394	37 948	42 501	47 055	51 609	56 162
5 adultes	39 465	44 019	48 573	53 127	57 680	62 234

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2006, calculs de l'auteur.

Par exemple, en utilisant les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 2006, la médiane estimée du revenu familial rajusté après impôt était de 30 358 $. Donc, en 2006, la MFR après impôt pour une personne seule était de 0,5 x 30358 $ = 15 179 $. Pour une famille de deux personnes, puisque la taille rajustée de la famille est de 1,4, le seuil était de 21 251 $ (=15 179 $ x 1,4). Les seuils de la MFR après impôt pour 2006 sont présentés au tableau A2.

Il convient de souligner que Statistique Canada produit chaque année de nouvelles valeurs seuils de la MFR en se servant des données provenant de son enquête sur le revenu (Enquête sur les finances des consommateurs avant 1996 et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu par après) et qu'en ce sens, les MFR sont recalculées pour une nouvelle année de base ou mises à jour chaque année. Dans la suite de l'exposé, par valeur publiée de la MFR, nous entendons les valeurs de la MFR variable.

C. Méthodologie de la MPC

Afin d'évaluer l'efficacité du programme de la prestation fiscale pour enfants, en 1997, Ressources humaines et Développement social Canada (HRDSC) a entrepris d'élaborer, en collaboration avec le groupe de travail fédéral-provincial-territorial sur la recherche et l'information dans le domaine du développement social, la Mesure du panier de consommation (MPC), pour laquelle le premier ensemble de valeurs seuils (pour l'année 2000) a été diffusée en mai 2003.

La MPC mesure le coût d'un panier de biens et services qui sont considérés comme essentiels au maintien de la santé physique et à la participation raisonnable aux activités communautaires. Une caractéristique distinctive de la MPC est que, bien que le panier de biens et services soit le même, les seuils sont spécifiques aux collectivités et à leur taille, reflétant les différences de coût de la vie dans les diverses collectivités. Les catégories de taille de la collectivité sont basées sur celles utilisées à l'heure actuelle pour calculer les SFR (région urbaine de 500 000 habitants et plus, région urbaine de 100 000 à 499 999 habitants, région urbaine de 30 000 à 99 999 habitants, région urbaine de moins de 30 000 habitants et région rurale). Puisqu'il existe presque une correspondance de 1 à 1 entre une très grande collectivité et une ville particulière dans chaque province, les grandes collectivités sont remplacées par les villes correspondantes

pour produire les MPC. Par conséquent, un total de 48 valeurs seuils sont calculées, ce qui permet à chaque province d'avoir son propre seuil rural et quelques seuils pour ses villes de diverses tailles.

La première étape de l'établissement des valeurs seuils de la MPC consiste à spécifier le panier de biens et services. Le panier comprend cinq composantes : la composante de l'alimentation, basée sur le *Panier de provision nutritif – Canada de 1998* de Santé Canada, la composante de l'habillement et des chaussures, basée sur la mesure du niveau de vie acceptable (*Acceptable Level of Living* (ALL)) élaborée par Winnipeg Harvest et le Winnipeg Social Planning Council, la composante du logement, la composante du transport et les dépenses en autres biens et services. La dernière composante englobe les soins personnels, les besoins du ménage, les meubles, le service téléphonique de base, les timbres, les dons religieux et de bienfaisance, les fournitures scolaires et des niveaux modestes de matériel de lecture, de divertissement et de loisirs.

L'étape suivante consiste à estimer les coûts des composantes dans le panier pour une famille de référence de deux adultes et de deux enfants dans chaque collectivité. Pour cette famille de référence, le coût de la composante de l'alimentation a été déterminé en utilisant des données sur les prix des aliments recueillis dans 40 centres urbains[25]. Le coût de la composante de l'habillement et des chaussures a été calculé en se servant de l'indice des prix spatial relatif de Statistique Canada et du coût pour la famille de référence vivant à Winnipeg. Ce dernier a été déterminé par Winnipeg Harvest et par le Winnipeg Social Planning Council.

Pour déterminer le coût du logement, on a calculé la moyenne des loyers médians pour les unités locatives comprenant deux et trois chambres à coucher pour chaque collectivité et taille de collectivité, en s'appuyant sur les données du recensement, de l'Enquête sur la population active et de l'Enquête sur les dépenses des ménages, tandis que le coût de la composante du transport a été déterminé en suivant les recommandations du Conseil national du bien-être social[26]. Le coût des autres biens et services a été calculé sous forme de proportion des dépenses moyennes en alimentation, vêtements et chaussures des deuxième déciles de la famille de référence. Le facteur proportionnel (ou multiplicateur) a été estimé au moyen des données de l'Enquête sur les dépenses des ménages.

25. Pour les régions rurales dans chaque province, il est supposé que le coût est le même que dans le centre urbain le plus petit de la province.
26. Conseil national du bien-être social (1998, 1999), *Nouvelle mesure de pauvreté : oui, non ou peut-être?*

Tableau A3 Seuils de la mesure du panier de consommation pour la famille de référence - 2007

Communauté	Seuils de la mesure du panier de consommation	Communauté	Seuils de la mesure du panier de consommation
Terre-Neuve et Labrador		**Île-du-Prince-Édouard**	
région rurale	29 308	région rurale	28 603
ville avec moins de 30 000 habitants	29 820	ville avec moins de 30 000 habitants	29 465
St. John's	28 544	Charlottetown	30 527
Nouvelle- Écosse		**Nouveau-Brunswick**	
région rurale	29 967	région rurale	28 893
ville avec moins de 30 000 habitants	30 245	ville avec moins de 30 000 habitants	29 364
ville de 30 000 à 100 000 habitants	28 012	Frédéricton	29 681
Halifax	29 761	Saint John	27 202
Cape Breton	27 037	Moncton	27 946
Québec		**Ontario**	
région rurale	25 861	région rurale	28 440
ville avec moins de 30 000 habitants	25 964	ville avec moins de 30 000 habitants	28 428
ville de 30 000 à 100 000 habitants	24 283	ville de 30 000 à 100 000 habitants	26 478
ville de 100 000 à 500 000 habitants	24 492	ville de 100 000 à 500 000 habitants	27 856
Québec	25 810	Ottawa	30 032
Montréal	26 560	Hamilton/Burlington	27 538
		Toronto	31 729
Manitoba		**Saskatchewan**	
région rurale	27 192	région rurale	27 018
ville avec moins de 30 000 habitants	28 400	ville avec moins de 30 000 habitants	28 047
Brandon	26 156	ville de 30 000 à 100 000 habitants	25 596
Winnipeg	27 256	Saskatoon	27 292
		Régina	26 835
Alberta		**Columbie- Britannique**	
région rurale	29 200	région rurale	29 219
ville avec moins de 30 000 habitants	30 729	ville avec moins de 30 000 habitants	29 395
ville de 30 000 à 100 000 habitants	29 355	ville de 30 000 à 100 000 habitants	27 575
Edmonton	29 215	ville de 100 000 à 500 000 habitants	30 956
Calgary	30 951	Vancouver	31 768

Source : Statistique Canada

Enfin, une fois que le coût du panier est calculé pour la famille de référence, les coûts pour les autres familles dans chaque collectivité sont obtenus en appliquant les échelles d'équivalence de la MFR. Cela signifie, par exemple, que le coût pour un adulte seul sera égal à la moitié du coût pour la famille de référence, puisque l'échelle d'équivalence de la MFR pour la famille de référence est égale à 2 et que l'échelle d'équivalence pour un adulte seul est égale à 1. Les seuils de 2007 pour la MPC sont présentés au tableau A3.

Il convient de souligner que le concept de base de faible revenu qui sous-tend la MPC est l'incapacité de pouvoir acheter les biens et services contenus dans le panier et que le revenu comparé aux seuils de revenu est celui qui est disponible pour acheter ces biens et services. Donc, sous la MPC, le revenu disponible est égal au revenu total (revenu provenant de l'emploi, des placements, des régimes de retraite et de tous les transferts gouvernementaux) net de l'impôt sur le revenu, des cotisations au RPC/RRQ, des cotisations d'a.-e., des cotisations à un RPA, des cotisations syndicales, des pensions alimentaires pour enfant/conjoint, des dépenses de garde d'enfants liées au travail et des frais médicaux non remboursables pour des soins prescrits par des professionnels de la santé.

Tableau A4.1 Certains indices de faible revenu et leurs erreurs-types[1] – Seuil de faible revenu après impôt

Année	FGT-0	FGT-1	FGT-2	Écart de Sen	SST
1976	0,1296	0,0434	0,0230	0,3346	0,0835
Erreurs-types	0,0019	0,0009	0,0006		
1977	0,1297	0,0477	0,0269	0,3680	0,0918
Erreurs-types	0,0013	0,0006	0,0004		
1978	0,1217	0,0425	0,0229	0,3491	0,0819
Erreurs-types	0,0018	0,0008	0,0006		
1979	0,1256	0,0435	0,0240	0,3465	0,0839
Erreurs-types	0,0014	0,0006	0,0005		
1980	0,1159	0,0394	0,0217	0,3395	0,0761
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
1981	0,1159	0,0380	0,0203	0,3279	0,0735
Erreurs-types	0,0013	0,0006	0,0004		
1982	0,1239	0,0403	0,0211	0,3253	0,0778
Erreurs-types	0,0013	0,0006	0,0004		
1983	0,1402	0,0458	0,0235	0,3268	0,0878
Erreurs-types	0,0020	0,0008	0,0006		
1984	0,1374	0,0459	0,0242	0,3338	0,0880
Erreurs-types	0,0015	0,0006	0,0005		
1985	0,1297	0,0412	0,0211	0,3172	0,0792
Erreurs-types	0,0014	0,0006	0,0004		
1986	0,1209	0,0380	0,0195	0,3138	0,0733
Erreurs-types	0,0016	0,0007	0,0005		
1987	0,1188	0,0374	0,0186	0,3153	0,0723
Erreurs-types	0,0014	0,0006	0,0004		
1988	0,1083	0,0331	0,0164	0,3056	0,0642
Erreurs-types	0,0015	0,0006	0,0004		
1989	0,1018	0,0307	0,0151	0,3017	0,0596
Erreurs-types	0,0015	0,0006	0,0004		
1990	0,1182	0,0377	0,0193	0,3187	0,0728
Erreurs-types	0,0016	0,0007	0,0005		
1991	0,1318	0,0423	0,0214	0,3212	0,0814
Erreurs-types	0,0017	0,0007	0,0005		
1992	0,1327	0,0420	0,0216	0,3167	0,0809
Erreurs-types	0,0018	0,0008	0,0006		
1993	0,1431	0,0444	0,0221	0,3100	0,0850
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
1994	0,1375	0,0431	0,0214	0,3134	0,0828
Erreurs-types	0,0014	0,0006	0,0004		
1995	0,1463	0,0456	0,0226	0,3113	0,0873
Erreurs-types	0,0017	0,0008	0,0005		
1996	0,1569	0,0511	0,0265	0,3254	0,0975
Erreurs-types	0,0022	0,0010	0,0007		
Erreurs-types bootstrap	*0,0030*	*0,0013*	*0,0010*	*0,0067*	*0,0025*

Tableau A4.1 Certains indices de faible revenu et leurs erreurs-types[1] – Seuil de faible revenu après impôt (suite)

Année	FGT-0	FGT-1	FGT-2	Écart de Sen	SST
1997	0,1531	0,0504	0,0266	0,3293	0,0964
Erreurs-types	0,0023	0,0011	0,0008		
Erreurs-types bootstrap	*0,0034*	*0,0013*	*0,0011*	*0,0068*	*0,0025*
1998	0,1369	0,0467	0,0253	0,3408	0,0897
Erreurs-types	0,0022	0,0011	0,0008		
Erreurs-types bootstrap	*0,0033*	*0,0014*	*0,0011*	*0,0073*	*0,0026*
1999	0,1300	0,0440	0,0244	0,3384	0,0848
Erreurs-types	0,0018	0,0009	0,0007		
Erreurs-types bootstrap	*0,0026*	*0,0012*	*0,0009*	*0,0068*	*0,0022*
2000	0,1248	0,0418	0,0226	0,3344	0,0806
Erreurs-types	0,0018	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0028*	*0,0011*	*0,0008*	*0,0061*	*0,0021*
2001	0,1120	0,0377	0,0202	0,3361	0,0729
Erreurs-types	0,0018	0,0009	0,0007		
Erreurs-types bootstrap	*0,0027*	*0,0011*	*0,0008*	*0,0065*	*0,0021*
2002	0,1156	0,0382	0,0203	0,3298	0,0738
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0028*	*0,0011*	*0,0008*	*0,0068*	*0,0021*
2003	0,1163	0,0382	0,0202	0,3280	0,0738
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0001		
Erreurs-types bootstrap	*0,0029*	*0,0011*	*0,0008*	*0,0065*	*0,0021*
2004	0,1137	0,0382	0,0204	0,3356	0,0738
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0029*	*0,0012*	*0,0008*	*0,0074*	*0,0022*
2005	0,1082	0,0374	0,0203	0,3455	0,0725
Erreurs-types	0,0019	0,0009	0,0007		
Erreurs-types bootstrap	*0,0025*	*0,0011*	*0,0008*	*0,0079*	*0,0021*
2006	0,1053	0,0340	0,0181	0,3231	0,0661
Erreurs-types	0,0020	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0028*	*0,0009*	*0,0007*	*0,0072*	*0,0019*
2007	0,0917	0,0301	0,0164	0,3289	0,0588
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0028*	*0,0010*	*0,0007*	*0,0082*	*0,0019*

Tableau A4.2 Certains indices de faible revenu et leurs erreurs-types[1] – Mesure de faible revenu après impôt

Année	FGT-0	FGT-1	FGT-2	Écart de Sen	SST
1976	0,1340	0,0432	0,0227	0,3225	0,0831
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
1977	0,1415	0,0492	0,0271	0,3477	0,0943
Erreurs-types	0,0013	0,0006	0,0004		
1978	0,1340	0,0446	0,0235	0,3330	0,0857
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
1979	0,1342	0,0457	0,0246	0,3402	0,0877
Erreurs-types	0,0013	0,0006	0,0005		
1980	0,1276	0,0415	0,0223	0,3251	0,0800
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
1981	0,1213	0,0385	0,0201	0,3174	0,0743
Erreurs-types	0,0012	0,0005	0,0004		
1982	0,1248	0,0387	0,0201	0,3104	0,0748
Erreurs-types	0,0013	0,0005	0,0004		
1983	0,1262	0,0383	0,0196	0,3034	0,0739
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
1984	0,1274	0,0412	0,0217	0,3236	0,0795
Erreurs-types	0,0013	0,0006	0,0004		
1985	0,1178	0,0370	0,0189	0,3145	0,0716
Erreurs-types	0,0013	0,0005	0,0004		
1986	0,1122	0,0347	0,0177	0,3092	0,0672
Erreurs-types	0,0016	0,0006	0,0004		
1987	0,1117	0,0334	0,0162	0,2985	0,0646
Erreurs-types	0,0013	0,0005	0,0004		
1988	0,1059	0,0314	0,0152	0,2964	0,0609
Erreurs-types	0,0013	0,0005	0,0004		
1989	0,1018	0,0302	0,0146	0,2968	0,0587
Erreurs-types	0,0013	0,0005	0,0004		
1990	0,1117	0,0341	0,0173	0,3050	0,0660
Erreurs-types	0,0015	0,0006	0,0004		
1991	0,1103	0,0339	0,0172	0,3075	0,0657
Erreurs-types	0,0014	0,0006	0,0004		
1992	0,1107	0,0343	0,0179	0,3095	0,0664
Erreurs-types	0,0015	0,0007	0,0005		
1993	0,1106	0,0328	0,0168	0,2966	0,0636
Erreurs-types	0,0016	0,0006	0,0005		
1994	0,1095	0,0329	0,0165	0,3003	0,0638
Erreurs-types	0,0012	0,0005	0,0004		
1995	0,1118	0,0343	0,0172	0,3065	0,0664
Erreurs-types	0,0014	0,0006	0,0004		
1996	0,1239	0,0389	0,0206	0,3137	0,0751
Erreurs-types	0,0020	0,0009	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0028*	*0,0012*	*0,0009*	*0,0073*	*0,0022*

Tableau A4.2 Certains indices de faible revenu et leurs erreurs-types[1] – Mesure de faible revenu après impôt (suite)

Année	FGT-0	FGT-1	FGT-2	Écart de Sen	SST
1997	0,1229	0,0390	0,0209	0,3173	0,0754
Erreurs-types	0,0020	0,0009	0,0007		
Erreurs-types bootstrap	*0,0028*	*0,0012*	*0,0010*	*0,0079*	*0,0024*
1998	0,1195	0,0386	0,0212	0,3229	0,0747
Erreurs-types	0,0022	0,0010	0,0008		
Erreurs-types bootstrap	*0,0029*	*0,0013*	*0,0010*	*0,0080*	*0,0024*
1999	0,1175	0,0396	0,0220	0,3366	0,0766
Erreurs-types	0,0017	0,0008	0,0007		
Erreurs-types bootstrap	*0,0024*	*0,0011*	*0,0009*	*0,0069*	*0,0021*
2000	0,1171	0,0384	0,0207	0,3278	0,0743
Erreurs-types	0,0017	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0025*	*0,0010*	*0,0008*	*0,0063*	*0,0020*
2001	0,1167	0,0378	0,0199	0,3237	0,0731
Erreurs-types	0,0018	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0026*	*0,0011*	*0,0008*	*0,0065*	*0,0020*
2002	0,1180	0,0386	0,0202	0,3275	0,0746
Erreurs-types	0,0018	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0027*	*0,0011*	*0,0008*	*0,0067*	*0,0021*
2003	0,1203	0,0387	0,0201	0,3214	0,0747
Erreurs-types	0,0018	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0029*	*0,0011*	*0,0007*	*0,0058*	*0,0020*
2004	0,1224	0,0396	0,0208	0,3231	0,0764
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0029*	*0,0011*	*0,0008*	*0,0067*	*0,0022*
2005	0,1164	0,0392	0,0208	0,3368	0,0758
Erreurs-types	0,0019	0,0009	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0026*	*0,0011*	*0,0008*	*0,0069*	*0,0021*
2006	0,1137	0,0370	0,0193	0,3252	0,0715
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0028*	*0,0010*	*0,0007*	*0,0063*	*0,0018*
2007	0,1097	0,0351	0,0184	0,3202	0,0681
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,00281*	*0,001*	*0,00069*	*0,0067*	*0,002*

Tableau A4.3 Certains indices de faible revenu et leurs erreurs-types[1] – Mesure de faible revenu après impôt fixée à 1992

Année	FGT-0	FGT-1	FGT-2	Écart de Sen	SST
1976	0,1309	0,0422	0,0223	0,3225	0,0813
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
1977	0,1313	0,0458	0,0255	0,3486	0,0881
Erreurs-types	0,0018	0,0008	0,0006		
1978	0,1215	0,0407	0,0217	0,3350	0,0785
Erreurs-types	0,0018	0,0008	0,0006		
1979	0,1209	0,0412	0,0225	0,3404	0,0795
Erreurs-types	0,0013	0,0006	0,0005		
1980	0,1093	0,0362	0,0200	0,3310	0,0701
Erreurs-types	0,0018	0,0008	0,0006		
1981	0,1077	0,0341	0,0182	0,3165	0,0661
Erreurs-types	0,0012	0,0005	0,0004		
1982	0,1157	0,0361	0,0189	0,3116	0,0698
Erreurs-types	0,0012	0,0005	0,0004		
1983	0,1295	0,0391	0,0200	0,3020	0,0754
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
1984	0,1236	0,0401	0,0211	0,3244	0,0774
Erreurs-types	0,0013	0,0006	0,0004		
1985	0,1108	0,0349	0,0179	0,3151	0,0676
Erreurs-types	0,0012	0,0005	0,0004		
1986	0,1045	0,0324	0,0168	0,3106	0,0630
Erreurs-types	0,0014	0,0006	0,0004		
1987	0,1055	0,0310	0,0152	0,2937	0,0601
Erreurs-types	0,0013	0,0005	0,0004		
1988	0,0911	0,0270	0,0133	0,2967	0,0526
Erreurs-types	0,0013	0,0005	0,0003		
1989	0,0851	0,0248	0,0124	0,2917	0,0485
Erreurs-types	0,0012	0,0005	0,0004		
1990	0,0991	0,0307	0,0158	0,3098	0,0597
Erreurs-types	0,0015	0,0006	0,0004		
1991	0,1117	0,0344	0,0174	0,3079	0,0666
Erreurs-types	0,0014	0,0006	0,0004		
1992	0,1107	0,0343	0,0179	0,3095	0,0664
Erreurs-types	0,0015	0,0007	0,0005		
1993	0,1175	0,0349	0,0177	0,2974	0,0676
Erreurs-types	0,0017	0,0007	0,0005		
1994	0,1125	0,0339	0,0169	0,3014	0,0657
Erreurs-types	0,0013	0,0005	0,0004		
1995	0,1172	0,0355	0,0178	0,3032	0,0687
Erreurs-types	0,0015	0,0006	0,0004		
1996	0,1272	0,0403	0,0212	0,3169	0,0778
Erreurs-types	0,0020	0,0009	0,0007		
Erreurs-types bootstrap	*0,0028*	*0,0012*	*0,0009*	*0,0071*	*0,0023*

Tableau A4.3 Certains indices de faible revenu et leurs erreurs-types[1] – Mesure de faible revenu après impôt fixée à 1992 (suite)

Année	FGT-0	FGT-1	FGT-2	Écart de Sen	SST
1997	0,1257	0,0399	0,0213	0,3170	0,0769
Erreurs-types	0,0020	0,0009	0,0007		
Erreurs-types bootstrap	*0,0028*	*0,0012*	*0,0010*	*0,0079*	*0,0024*
1998	0,1143	0,0369	0,0205	0,3228	0,0715
Erreurs-types	0,0020	0,0010	0,0008		
Erreurs-types bootstrap	*0,0029*	*0,0013*	*0,0010*	*0,0082*	*0,0024*
1999	0,1044	0,0355	0,0202	0,3399	0,0690
Erreurs-types	0,0016	0,0008	0,0007		
Erreurs-types bootstrap	*0,0022*	*0,0011*	*0,0009*	*0,0077*	*0,0021*
2000	0,0990	0,0331	0,0184	0,3339	0,0643
Erreurs-types	0,0016	0,0007	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0024*	*0,0010*	*0,0008*	*0,0072*	*0,0019*
2001	0,0909	0,0301	0,0165	0,3315	0,0588
Erreurs-types	0,0016	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0023*	*0,0010*	*0,0008*	*0,0075*	*0,0019*
2002	0,0928	0,0303	0,0164	0,3263	0,0590
Erreurs-types	0,0017	0,0007	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0025*	*0,0010*	*0,0008*	*0,0080*	*0,0019*
2003	0,0939	0,0303	0,0164	0,3228	0,0591
Erreurs-types	0,0017	0,0007	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0027*	*0,0009*	*0,0007*	*0,0071*	*0,0018*
2004	0,0897	0,0302	0,0165	0,3370	0,0589
Erreurs-types	0,0017	0,0007	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0025*	*0,0010*	*0,0007*	*0,0078*	*0,0020*
2005	0,0864	0,0293	0,0162	0,3395	0,0573
Erreurs-types	0,0017	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0023*	*0,0010*	*0,0007*	*0,0082*	*0,0019*
2006	0,0806	0,0260	0,0145	0,3233	0,0510
Erreurs-types	0,0017	0,0007	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0023*	*0,0008*	*0,0006*	*0,0083*	*0,0016*
2007	0,0684	0,0233	0,0131	0,3415	0,0459
Erreurs-types	0,0016	0,0007	0,0005		
Erreurs-types bootstrap	*0,0023*	*0,0009*	*0,0006*	*0,0092*	*0,0017*

Tableau A4.4 Certains indices de faible revenu et leurs erreurs-types[1] – Mesure du panierde consommation

Année	FGT-0	FGT-1	FGT-2	Écart de Sen	SST
2000	0,1459	0,0469	0,0249	0,3218	0,0901
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0029*	*0,0011*	*0,0009*	*0,0059*	*0,0021*
2001	0,1351	0,0436	0,0234	0,3228	0,0840
Erreurs-types	0,0019	0,0009)	0,0007		
Erreurs-types bootstrap	*0,0027*	*0,0012*	*0,0009*	*0,0062*	*0,0022*
2002	0,1359	0,0430	0,0226	0,3168	0,0829
Erreurs-types	0,0020	0,0009)	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0028*	*0,0012*	*0,0009*	*0,0061*	*0,0023*
2003	0,1324	0,0423	0,0223	0,3194	0,0815
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0031*	*0,0011*	*0,0008*	*0,0061*	*0,0021*
2004	0,1317	0,0429	0,0229	0,3254	0,0826
Erreurs-types	0,0020	0,0009	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0033*	*0,0012*	*0,0009*	*0,0069*	*0,0023*
2005	0,1245	0,0415	0,0226	0,3331	0,0802
Erreurs-types	0,0020	0,0009	0,0007		
Erreurs-types bootstrap	*0,0026*	*0,0012*	*0,0009*	*0,0074*	*0,0023*
2006	0,1194	0,0376	0,0201	0,3149	0,0728
Erreurs-types	0,0020	0,0009	0,0007		
Erreurs-types bootstrap	*0,0030*	*0,0010*	*0,0008*	*0,0071*	*0,0020*
2007	0,1008	0,0332	0,0180	0,3265	0,0646
Erreurs-types	0,0019	0,0008	0,0006		
Erreurs-types bootstrap	*0,0028*	*0,0011*	*0,0007*	*0,0077*	*0,0020*

1. Pour 1996 à 2007, les poids bootstrap ont également été utilisés pour calculer les erreurs-types bootstrap.

Source : Enquête sur les finances des consommateurs (1976 à 1995), Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (1996 à 2006).

Bibliographie

Bernard, A. (2008), « Les immigrants dans les régions », *L'emploi et le revenu en perspective*, Statistique Canada, n° 75-001-X au catalogue.

Burstein, M. (2005), « Lutter contre l'exclusion sociale des groupes vulnérables », PRP, novembre 2005.

Chen, W. (2008), « Comparaison du faible revenu dans les régions du Canada : une approche de dominance stochastique », *Série de document de recherche – Revenu*, Statistique Canada, n° 75F0002M, n° 006 au catalogue.

Citoyenneté et Immigration Canada (2005), « Les immigrants récents des régions métropolitaines : Canada – Un profil comparatif d'après le recensement de 2001 », n° MP22-20/1-2005F au catalogue.

Corak, M. (2005), « Principles and Practicalities in Measuring Child Poverty for the Rich Countries », *Innocenti Working Paper* 2005-01, UNICEF, Florence, Italie.

Cotton, C., Webber, M. et Y. Saint-Pierre (1999), « Devrait-on revoir les seuils de faible revenu? Un document de travail », *Série de document de recherche – Revenu*, Statistique Canada, 75F0002M-99009.

Cotton, C., et Webber, M. (2000), « Devrait-on revoir les seuils de faible revenu? Un sommaire des commentaires reçus en réponse au document de discussion de Statistique Canada », *Série de document de recherche – Revenu*, Statistique Canada, 75F0002M-00011.

Cotton, C. (2001), « Développements récents relativement aux seuils de faible revenu », *Série de document de recherche – Revenu*, Statistique Canada, F0002M-01003.

Feng, Y. Dubey, B. et B. Brooks (2007), « Persistance du faible revenu chez les personnes seules non âgées », *Série de document de recherche – Revenu*, Statistique Canada, n° 75F0002MIF – n° 005 au catalogue.

Heisz, A. (2001), « Intensité du faible revenu : familles urbaines et rurales », *L'emploi et le revenu en perspective*, Statistique Canada, n° 75-001-XPF au catalogue.

Hagenaars, A. (1987), « A Class of Poverty Indexes », *International Economic Review*, Vol. 28, n° 3, p. 583-607.

Hagenaars, A. et K. de Vos (1988), « The Definition and Measurement of Poverty », *Journal of Human Resources*, Vol. 23, n° 2 (printemps 1988), p. 211-221.

Foster, Greer, Thorebecke (1984), « A Class of Decomposable Poverty Measures », *Econometrica*, Vol. 52, n° 3 (mai 1984), p. 761-766.

Judith, L. (1998), *Panier de provision nutritif – Canada 1998*, Santé Canada, Ottawa.

Michaud, S. et P. Poon (2006), « Low income measurement: what do different measures tell us? », Communication présentée à la 29e conférence générale de l'International Association for Research in Income and Wealth, Joensuu, Finlande.

Milligan, K. (2007), « The Evolution of Elderly Poverty in Canada », document de travail n° 170, SEDAP.

Conseil national du bien-être social, *Nouvelle mesure de pauvreté : oui, non ou peut-être?*, Ottawa, hiver 1998-1999.

Osberg, L. (2001), « Poverty Among Senior Citizens: A Canadian Success Story », dans *The State of Economics in Canada: Festschrift in Honour of David Slater*, sous la dir. de P. Grady et A. Sharpe, Ottawa, Centre d'étude des niveaux de vie et John Deutsch Institute.

Osberg, L. et Xu, K. (2000), « International comparisons of Poverty Intensity: Index Decomposition and Bootstrap Inference », *Journal of Human Resources*, Vol. 35, n° 1, p. 51-81.

Picot, G., Morissette, R. et J. Myles (2003), « Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux », Direction des études analytiques : documents de recherche, n° 172, Statistique Canada.

Sen, A. K. (1976), « Poverty: An Ordinal Approach to measurement », Econometrica, Vol. 44, n° 2, p. 219-231.

Sen, A. K. (2000), « Social Exclusion: Concept, Application and Scrutiny », Social Development Paper n° 1. Office of Environment and Social Development, Asia Development Bank.

Statistique Canada (2004), « Les seuils de faible revenu de 1994 à 2003 et les mesures de faible revenu de 1992 à 2001 », n° 75F0002MIF2004002 au catalogue.

Wolfson, M. et Evans, J. (1989), « Seuils de faible revenu de Statistique Canada : Problèmes et possibilités méthodologiques », Statistique Canada, document de travail.

Xu, K. (1994), « Statistical Inference for the Sen-Shorrocks-Thon Index of Poverty Intensity », *Journal of Income Distribution*, Vol. 8, n° 1, p. 143-152.

Zheng, B., Cushing, B. et Chow, V. (1995), « Statistical Tests of Changes in U. S. Poverty, 1975 to 1990 », *Southern Economic Journal*, Vol. 62, n° 2, p. 334-347.